

آزمون فرضیه موتور رشد کالدور در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۹^۱

دکتر محمدباقر بهشتی*
رضا صدیق‌نیا**

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۵/۵/۱۵

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۹/۲

چکیده

بسیاری از کشورهای در حال توسعه، با استفاده از تجربیات کشورهای توسعه یافته، صنعتی شدن را برای نیل به توسعه برگزیده‌اند. به نظر می‌رسد ایران هم که از دهه ۱۳۴۰ اقدام به تأسیس واحدهای صنعتی متعدد نموده است، در زمره چنین کشورهایی باشد. نیکلاس کالدور از جمله اقتصاددانان طرفدار کینز است که صنعت را موتور رشد اقتصادی می‌داند. این دیدگاه مبنای یک فرضیه علمی در اقتصاد توسعه شده که از آن تحت عنوان فرضیه موتور رشد کالدور یاد می‌شود. هدف این مقاله آزمون این فرضیه در اقتصاد ایران می‌باشد. این مطالعه، از نظر هدف، کاربردی است و به شیوه اسنادی به جمع آوری آمار و اطلاعات می‌پردازد. در این مقاله، از تکنیکهای هم‌تابستگی و علیت گرنجر برای آزمون مدل موتور رشد کالدور در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۹ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فرضیه موتور رشد کالدور (KEG) با تجربه اقتصادی ایران در دوره مورد بررسی سازگار است.

طبقه‌بندی JEL: O41, O14, L16, C32, C12

واژگان کلیدی: فرضیه موتور رشد کالدور (KEG)، صنعتی شدن، اقتصاد ایران

۱- این مقاله برگرفته از پایان‌نامه آقای رضا صدیق‌نیا می‌باشد.
* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

e-mail: beheshti@tabrizu.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی

e-mail: r_sadignia79@hotmail.com

مقدمه

کشورهای توسعه‌یافته، با فاصله‌های زمانی متفاوت به مرحله صنعتی‌شدن رسیده و پس از رسیدن به این مرحله، ناگهان خیزش بزرگی را در توسعه اقتصادی آغاز نموده‌اند. امروزه، در کشورهای در حال توسعه نیز اهداف توسعه صنعتی، به صورت بخشی از اهداف توسعه عمومی کشور در نظر گرفته می‌شود و این کشورها قصد دارند با توسعه صنعتی، سطح رفاه و خوشبختی همه افراد جامعه را ارتقا بخشند. به نظر می‌رسد ایران نیز برای نیل به توسعه، باید صنعتی شود تا با اتکا به این راهبرد و الزامات آن بتواند از طریق دسترسی به سرمایه، فناوری پیشرفته، مدیریت نوین صنعتی و بازارهای گسترده صادراتی، مشکلات و تنگناهای کنونی و آینده اقتصادی - صنعتی خود را حل و فصل کند. ایران در طی این مسیر، نیازمند آن است که اقتصاد نیمه سنتی - نیمه صنعتی متکی به درآمدهای ناشی از فروش نفت خام را به اقتصادی صنعتی، پویا، مولد و درآمدزا و استوار بر صادرات کالاهای ساخته شده با ارزش افزوده بالا تبدیل کند (نیلی و همکاران ۱۳۸۲، ص ۲۳۱).

نظریه نیکلاس کالدور، صنعت را به عنوان موتور توسعه در نظر می‌گیرد و این تحقیق، درصد پاسخگویی به این سؤال است که آیا فرضیه موتور رشد اقتصادی کالدور در اقتصاد ایران صادق است؟

۱. پایه‌های نظری

نظریه رشد اقتصادی کینز بر تعیین اشتغال و درآمد در کوتاه‌مدت بنا شده بود. نویسندگانی نظیر کالدور، پاسینتی^۱، کالکی^۲ یا رابینسون^۳ همگی تحت تاثیر کینز قرار داشتند. آنها مکتب پست-کینزین را در تجزیه و تحلیل رشد اقتصادی بنا نهادند، اگرچه هارود (Harrod, 1939) اولین کسی بود که مدل تمام‌تئوریک رشد را توسعه داد.^۴

دو مکتب فکری متفاوت (نئوکلاسیک‌ها و پست کینزین‌ها) کوششهایی در جهت تصحیح محدودیتهای مدل هارود به عمل آوردند. مکتب نئوکلاسیک که مبتنی بر کار سولو (۱۹۵۶) است، رشد اقتصادی را عاملی وابسته به کمیت و کیفیت داده‌های اولیه (کار و سرمایه) و کارایی استفاده از آنها می‌داند. این دیدگاه، در توضیح رشد اقتصادی، نقش کلیدی و اصلی برای عرضه عوامل قائل می‌شود و در یک مدل ساده، محصول را به صورت تابعی پیچیده از سرمایه، کار و یک عامل باقیمانده معرفی می‌کند که این عامل باقیمانده شامل پیشرفت فنی است که خود عاملی برونزا تلقی می‌شود.

پست کینزین‌ها مفهوم رشد اقتصادی نئوکلاسیک‌ها را رد می‌کنند و استدلال می‌کنند که تابع تولید کل - چارچوب پایه رهیافت نئوکلاسیک‌ها - نادرست است. آنها سرمایه را به عنوان عامل تولید یکنواخت

1- Pasinetti

2- Kalecki

3- Robinson

4- Pones-Novell and Viladecans-Marsal, 1998, p.3.

قبول ندارند، فرض وجود بازار رقابت کامل را نمی‌پذیرند، و نظریه توزیع مبتنی بر کار سولو را رد می‌کنند. در تقابل و چالش با مفهوم نئوکلاسیک، پست کینزین‌ها اهمیت انباشت سرمایه، تشکیل قیمت، توزیع درآمد و تغییر تکنیکی برای پویایی رشد اقتصادی را مطرح می‌کنند و نقش مهمی را برای نرخ سود در پویایی اقتصادی قائل هستند. با اینهمه تفاوت بسیار زیادی بین مدل‌های رشد پیشنهادی بوسیله نویسندگان این مکتب وجود دارد.

در واقع سه خط اصلی تحقیق قابل شناسایی است که هر کدام نام نظریه‌پرداز معروف آن (رابینسون، کالکی و کالدور) را به خود گرفته است.

کالدور در نظریه خود در سال ۱۹۶۶ بیان می‌کند که طرف تقاضای اقتصاد کلید رفتار متفاوت سیستم‌های اقتصادی است. این دیدگاه، از نظریه مکتب نئوکلاسیک که بر نقش عوامل عرضه تکیه می‌کند، بسیار متفاوت است، اما با مفهوم درون‌زاد بودن پیشرفت تکنولوژیکی که اهمیت ویژه‌ای در تکامل بهره‌وری دارد، مطابقت می‌کند.

در این نظریه، افزایش تقاضا از طریق افزایش به کارگیری ظرفیتهای تولیدی و تشویق سرمایه‌گذاری، موجب رشد اقتصادی در آینده می‌شود. افزایش تقاضا در نتیجه پیشرفت تکنولوژیکی حاصل از صرفه‌های مقیاس امکان‌پذیر است.

کالدور، این مفهوم رشد را از مطالعه وردورن (Verdoorn, 1949) برمی‌گزیند و رشد اقتصادی را به وسیله صرفه‌های پویای ناشی از مقیاس توضیح می‌دهد. این صرفه‌های مقیاس با افزایش تولید از طریق پیشرفتهای فنی و فرایند "یادگیری از راه انجام‌دادن"^۱ است که حاصل سطح تخصص می‌باشد. نتیجه‌گیری کالدور این است که رشد تقاضا باعث افزایش بهره‌وری می‌شود، و افزایش بهره‌وری موجب افزایش رقابت‌پذیری می‌گردد و این امر به افزایش تقاضا منجر می‌شود. کالدور این فرایند را از طریق سه قانون رشد خود آزمون کرد (Ibid, p 4).

مدل خلاصه‌شده اقتصاد سنجی که او مورد استفاده قرار داد عبارت بود از:

$$y = a + bx + \varepsilon$$

که در آن، x نرخ رشد برون‌زای محصول کارخانه‌ای (رشد ارزش افزوده بخش صنعت کارخانه‌ای) است و y می‌تواند نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد بهره‌وری و یا نرخ اشتغال در صنعت کارخانه‌ای باشد و ε نیز جزء اخلال است.

کالدور در سال ۱۹۶۶ با استفاده از این مدل و با بهره‌گیری از داده‌های ۱۲ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۱۹۵۳-۱۹۶۴ یک تجزیه و تحلیل رگرسیون مقطعی در جهت آزمون قوانین خود انجام داد. قانون اول کالدور می‌گوید که صنعت کارخانه‌ای موتور رشد اقتصادی است. یعنی، بین رشد تولید ناخالص داخلی و رشد تولید صنعت کارخانه‌ای رابطه مثبت وجود دارد.

$$Q_i = \alpha_1 + \beta_1 QM_i + u_1 \quad \beta_1 > 0 \quad (1)$$

که در آن، Q_i و QM_i به ترتیب نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد محصول بخش صنعت کارخانه‌ای هستند.

قانون دوم کالدور که به قانون وردورن نیز معروف است، مبتنی بر مشاهدات انجام شده توسط وردورن در اقتصاد ایتالیاست (Verdoorn 1949). وردورن ادعا داشت که بین رشد بهره‌وری کار در بخش صنعت و رشد کل بخش صنعت رابطه مثبت وجود دارد:

$$PM_i = \alpha_2 + \beta_2 QM_i + u_2 \quad \beta_2 > 0 \quad (2)$$

که در آن، PM_i نشان‌دهنده رشد بهره‌وری بخش صنعت می‌باشد. قانون سوم کالدور می‌گوید که رشد بهره‌وری کل به طور مثبت به رشد تولید صنعت و به طور منفی به اشتغال در بخشهای غیر صنعتی مربوط است:

$$P_i = \alpha_3 + \beta_3 QM_i + u_3 \quad \beta_3 > 0 \quad (3)$$

که در آن، P_i رشد بهره‌وری کار در همه بخشهای تولیدی است. (Wells and Thirlwall, 2003; Leon-Ledesma, 1998).

نظریات کالدور، علی‌رغم تأیید در بسیاری از کشورها و دوره‌های زمانی، هم از جنبه تجربی و هم از جنبه نظری، با انتقاداتی مواجه شده است. از مهمترین انتقادات وارد شده، انتقاد مک کمب و تیروال (1983) و McCombie and Thirlwall (1994) است که آنها قانون‌های دوم و سوم کالدور را مورد سؤال قرار دادند و استدلال کردند که جهت‌علیت در این قوانین ممکن است در واقع خلاف آن جهت‌ی باشد که کالدور حدس زده است (Pones-Novell and Viladecans-Marshal, 1998, p. 6).

هر چند این انتقاد از نظریات کالدور مهم است ولی چون مطالعه حاضر صرفاً به دنبال آزمون مدل موتور رشد کالدور (قانون اول) و موضوعیت آن با تجربه اقتصادی ایران است، لذا انتقاد از قانون‌های دوم و سوم به موضوع این تحقیق خللی وارد نمی‌کند.

۲. پیشینه تحقیق

نظریات کالدور در کشورهای مختلف مورد آزمون قرار گرفته است که در این قسمت به برخی از آنها اشاره می‌شود.

دایاز داده‌های فصلی تولید ناخالص ملی و تولید بخش صنعت مکزیک برای فصل اول سال ۱۹۸۰ تا فصل سوم سال ۲۰۰۰ را مورد استفاده قرار داد و با به کارگیری تکنیکهای هم‌انباشتگی و علیت گرنجر، قانون اول کالدور را در مورد اقتصاد مکزیک آزمون کرد و بدین نتیجه رسید که یک علیت دوطرفه بین

این دو متغیر وجود دارد که به طور کامل فرضیه موتور رشد کالدور (KEG) را تأیید می‌کند (Diaz, 2003).

در تحقیقی که ولز به همراه ترل وال برای ۴۵ کشور آفریقایی در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۶ انجام دادند قوانین سه‌گانه کالدور مورد تأیید قرار گرفت. آنها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که بیش از نیمی از تفاوت موجود بین نرخ رشد اقتصادی کشورهای آفریقایی، ناشی از تفاوت در رشد محصول صنعت کارخانه‌ای این کشورهاست. داده‌های این مطالعه از منابع آماری مختلفی نظیر بانک جهانی و بانک توسعه آفریقا گردآوری شده و تجزیه و تحلیل‌های انجام شده در آن بر رگرسیون ساده استوار است که در آن به منظور احتراز از بروز خودهمبستگی فضایی از آماره موران^۱ استفاده شده است (Wells and Thirlwall, 2003).

مام‌گین در مقاله خود قوانین کالدور-وردورن را بر اساس داده‌های بانک جهانی طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۸۸ برای چند کشور تازه صنعتی شده آزمون کرد و به این نتیجه رسید که نرخهای بالای رشد صنعت کارخانه‌ای در کشورهای سنگاپور، اندونزی، تایلند و موریتوس موجب نرخهای بالای بهره‌وری نشد، اما در کره جنوبی باعث افزایش بهره‌وری گردید لیکن در مالزی نتیجه منفی بود و در مجموع نظریات کالدور زیر سؤال رفت. تکنیک مورد استفاده در این مطالعه، تکنیک هم‌انباشتگی بود. (Mamgain, 1999)

پونزناول و ولادکان مارشال آن را در مناطق مختلف اروپا برای دوره ۱۹۸۴-۱۹۹۲ آزمون کردند و به این نتیجه رسیدند که قوانین دوّم و سوّم کالدور با رشد اقتصادی مناطق اروپا در دوره مورد بررسی سازگار است. آنها از روش اقتصادسنجی فضایی^۲ در تجزیه و تحلیل‌های خود بهره جستند چرا که به زعم ایشان موقعیت فضایی و مکانی واحدهای مورد مطالعه، حاوی اطلاعات بسیار مفیدی در زمینه روابط موجود بین متغیرهای مدل می‌باشد که معمولاً در اقتصادسنجی کلاسیک مورد غفلت واقع می‌شود. (Pones-Novell and Viladecans-Marshall, 1998)

لئون-لدهسما قانون وردورن (قانون دوّم کالدور) را برای ۱۷ منطقه اسپانیا بر اساس متوسط نرخ رشد بین ۱۹۶۲-۱۹۷۳، ۱۹۷۳-۱۹۸۳ و ۱۹۸۳-۱۹۹۱ آزمون کرد و به این نتیجه رسید که بازده افزایشی نسبت به مقیاس در بخش صنعت کارخانه‌ای در مناطق مورد مطالعه وی در اسپانیا وجود دارد. او تخمین‌های خود را با استفاده از تکنیک‌های مختلف انجام داد (تکنیک‌هایی شامل روش حداقل مربعات و مدل‌های یک طرفه با اثرات تصادفی و ثابت^۳) و مشاهده نمود که تفاوت بسیار اندکی در ضرایب به دست آمده از به کارگیری این روش‌های متفاوت وجود دارد (Leon-Ledesma, 1998).

ضمناً در زمینه آزمون فرضیه موتور رشد اقتصادی کالدور در اقتصاد ایران هیچ سابقه‌ای یافت نشد.

۳. متدولوژی تحقیق

متدولوژی به کار رفته در این مطالعه علیت گرنجر^۱ به همراه نتایج آزمون هم انباشتگی^۲ است. آمار مورد استفاده در این تحقیق، داده‌های سری زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۹ برای متغیرهای ارزش افزوده بخش صنعت کارخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی (به صورت سرانه) از آمار حسابهای ملی منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به قیمت‌های ثابت سال پایه ۱۳۷۶ می‌باشد.

۳-۱. آزمونهای علیت

گرنجر (Granger, 1969) پیشرو در مسئله علیت اکید است. اصل اساسی تعریف او از علیت، این است که X علت Y می‌باشد اگر منظور کردن مقادیر گذشته X پیش بینی مقدار Y را بهبود بخشد.

۳-۱-۱. آزمونهای علیت از نوع علیت گرنجر

بسیاری از آزمونهای علیت از نوع علیت گرنجر به منظور آزمون جهت علیت مورد استفاده قرار گرفته‌اند که گوک و دیگران (Geweke et al, 1983)، سیمز (Sims, 1972) و گرنجر (Granger, 1969) از آن جمله‌اند. برخی از آزمونهای علیت نیز بر اساس تخمین خودرگرسیون یا خودرگرسیون برداری (VAR) بنا نهاده شده‌اند که از آن بین می‌توان به فیشر (Fisher, 1992) که به آزمون جهت علیت بین دو متغیر پول و درآمد پرداخت و نیز گیلز و دیگران (Giles et al, 1993) که مبتنی بر آزمون جهت علیت بین دو متغیر صادرات و رشد اقتصادی بود، اشاره کرد.^۳

گیولکی و سلمی (Guilkey & Salemi, 1982) آزمونهای علیت را در مورد نمونه‌های کوچک انجام داده و پیشنهاد داده‌اند که آزمون گرنجر در مورد نمونه‌های کوچک باید به انواع دیگر ترجیح داده شوند. اگر چه روش گرنجر برای آزمون جهت علیت بسیار متداول است، ولی نتایج به دست آمده از برخی مطالعات، به اعتبار ملاحظات ذیل بسیار شکننده هستند:

مورد اول، پروسه انتخاب طول وقفه مناسب در معادلات خودرگرسیون یا VAR است که به طور انتقادبرانگیزی نتایج را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این مورد آزمون حداکثر راستنمایی (درستنمایی) بر پایه تئوری جانبی که مورد استفاده اقتصادسنجی دانان فعال در زمینه سری زمانی است، ممکن است در نمونه‌های کوچک قابل استفاده و کاربرد نباشد. علاوه بر این، آزمون حداکثر راستنمایی فقط زمانی

1- Granger Causality

2- Cointegration

۳- علاوه بر این، کشف علیت دوطرفه با استفاده از روش علیت گرنجر غیرخطی نیز امکان‌پذیر است (Hiemstra and Jones, 1994). این دو در سال ۱۹۹۴ یک علیت گرنجر غیرخطی دوطرفه بین نرخهای بازگشت اوراق بهادار و فعالیت تجاری در بازار مبادلات سهام نیویورک کشف کردند.

قابل کاربرد است که یک مدل، حالت مقید یک مدل دیگر باشد. معیار آزمون جایگزین برای تعیین طول وقفه مناسب، تعمیم‌های چند متغیره AIC و SBC هستند که به صورت زیر می‌باشند:

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N$$

$$SBC = T \log |\Sigma| + N \log(T)$$

که $|\Sigma|$ مبین ماتریس واریانس/کواریانس باقیمانده‌ها و N مبین تعداد کل پارامترهای مورد تخمین در تمامی معادلات است.

بنابراین، اگر هر معادله در یک مدل VAR با تعداد n متغیر، تعداد p وقفه به همراه یک جزء ثابت داشته باشد؛ کمیت N ، برابر مقدار ذیل و هر کدام از n معادله شامل $n.p$ متغیر وقفه‌ای و یک جزء ثابت خواهد بود.^۱

$$N = n^2 p + n$$

دوم اینکه در نبود شاهدهی مبنی بر نبود رابطه هم‌انباشتگی، مسئله علیت ساختگی قابل وقوع است. یعنی اگر متغیرها $I(1)$ باشند و هم‌انباشته نباشند، آزمونهای علیت معتبر نخواهند بود مگر اینکه به گونه‌ای تغییر شکل داده شوند تا پایا شوند که به طور نوعی شامل آزمونهای فروضی خواهند بود که مربوط به رشد متغیرها می‌شوند (اگر به صورت لگاریتمی تعریف شده باشند و نه در سطح).

در این مطالعه، با عنایت به موارد مذکور، فرایند سه مرحله‌ای زیر برای آزمون علیت اختیار می‌شود: در مورد داده‌های هم‌انباشته، آزمونهای علیت گرنجر ممکن است داده‌های $I(1)$ را به دلیل ویژگیهای فوق سازگاری^۲ تخمین، مورد استفاده قرار دهد.

با دو متغیر X و Y داریم:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Y_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^q b_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^r c_j X_{t-j} + v_t \quad (2)$$

که در معادلات بالا اجزای اخلاص دارای میانگین صفر، فاقد همبستگی سریالی و طول وقفه m, n, q و r بر اساس حداقل کردن خطای پیش‌بینی نهایی آکائیک (FPE) و بر اساس کار گیلز و دیگران (Giles et al, 1993) تعیین می‌شود.

دوم اینکه، آزمونهای علیت گرنجر با متغیرهای هم‌انباشته ممکن است داده‌های $I(0)$ را که شامل سازوکار تصحیح خطا می‌باشد، مورد استفاده قرار دهد. مثل:

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \delta ECM_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^q b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^r c_j \Delta X_{t-j} + d ECM_{t-1} + v_t \quad (4)$$

که عبارت سازوکار تصحیح خطا همان ECM می‌باشد.

سوم اینکه اگر داده‌ها $I(1)$ باشند ولی هم‌انباشته نباشند، آزمونهای گرنجر معتبر نیازمند تغییر شکل داده‌ها برای ایجاد پایایی و ایستایی است.

در این مورد، آزمونهای فرمولهایی نظیر معادلات ۳ و ۴ بالا را به کار می‌گیرند ولی بدون عبارت ECM نظیر معادلات زیر:

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^q b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^r c_j \Delta X_{t-j} + v_t \quad (6)$$

که طول وقفه‌های بهینه از طریق حداقل کردن خطای پیش‌بینی نهایی آکائیک (FPE) تعیین می‌شود. آزمونهای علیت گرنجر بر اساس معادلات ۱ و ۲ به صورت زیر هستند:

Y علت گرنجر X است اگر فرضیه H_0 مبنی بر اینکه $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_n = 0$ است در برابر فرضیه H_1 که بیانگر وجود حداقل یک j است که به ازای آن $\gamma_j \neq 0$ می‌باشد، رد شود.

X علت گرنجر Y است اگر فرضیه H_0 مبنی بر اینکه $c_1 = c_2 = \dots = c_r = 0$ است در برابر فرضیه H_1 که بیانگر وجود حداقل یک j است که به ازای آن $c_j \neq 0$ می‌باشد، رد شود.

برای معادلات ۳ و ۴، آزمونهای علیت گرنجر به صورت زیر خواهد بود:

ΔY علت گرنجر ΔX است اگر فرضیه H_0 مبنی بر $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_n = 0$ در برابر فرضیه H_1 مبنی بر وجود حداقل یک j که به ازای آن $\gamma_j \neq 0$ باشد، رد شود و یا اینکه $\delta \neq 0$ شود (Granger, 1986).

ΔX علت گرنجر ΔY است اگر فرضیه H_0 مبنی بر $c_1 = c_2 = \dots = c_r = 0$ در برابر فرضیه H_1 مبنی بر وجود حداقل یک j که به ازای آن $c_j \neq 0$ باشد، رد شود و یا اینکه $d \neq 0$ شود (Granger, 1986).

باید توجه داشت که در این مورد، علیت، از معنی‌داری تکی هر کدام از d یا δ (که در هر مورد جهت علیت تغییر می‌یابد، یعنی علیت از سطح گذشته به سمت نرخ تغییرات جاری) بدون هرگونه اثرات وقفه‌دار، جریان می‌یابد.

برای متغیرهای غیر هم‌انباشته (X و Y)، $I(1)$ باشند) آزمونهای علیت گرنجر شامل آزمونهایی بر اساس معادلات ۵ و ۶ خواهد بود:

ΔY علت گرنجر ΔX است اگر فرضیه H_1 مبنی بر $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_n = 0$ در برابر فرضیه H_0 که حاکی از وجود حداقل یک j است که به ازای آن $\gamma_j \neq 0$ باشد، رد شود.

ΔX علت گرنجر ΔY است اگر فرضیه H_1 مبنی بر $c_1 = c_2 = \dots = c_r = 0$ در برابر فرضیه H_0 که حاکی از وجود حداقل یک j است که به ازای آن $c_j \neq 0$ باشد، رد شود.

مقادیر وقفه‌های متغیر وابسته در معادلات ۱ تا ۶ را در نظر بگیرید. آزمونهای فروض نتایج به دست آمده از تخمینهای OLS، توسط آماره‌های والد (Wald) بیان شده توسط اشمیت (Schmidt, 1976) یعنی $nF1$ و $nF2$ که به طور مجانبی با توزیع کای دو با n و r درجه آزادی توزیع شده‌اند، انجام می‌شود که $F1$ و $F2$ آماره F نرمال معنی‌داری جمعی γ_j ها و c_j ها می‌باشند.

علاوه بر این، در مورد معادلات ۱ و ۲ استناد می‌شود به نتایج لوگانپل و لیمر (Lutkepohl and Leimers, 1992) و تودا و فیلیپس (Toda and Phillips, 1991) که نشان می‌دهند در مدل‌های دو متغیره هم انباشته غیرایستا، آزمون والد دارای توزیع مجانبی کای-دوی معمولی خواهد بود.

علاوه بر آزمون والد صفر بودن ضرایب، آزمون t روی d یا δ در مواقع مقتضی، و معیار FPE به عنوان معیار دیگر علیت می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.^۱

علاوه بر آزمونهای علیت از نوع گرنجر که به طور تفصیل مورد بحث قرار گرفت، آزمونهای علیت از نوع تودا و فیلیپس (Toda and Phillips, 1991) در حالت‌های مختلف (آزمون در سطوح VAR، آزمون ECMهای از نوع یوهانسون، استراتژی آزمون ترتیبی یا متوالی TP) گسترش یافته‌اند که امروزه جزو متدهای کاملاً پیچیده و پیشرفته در عرصه آزمون علیت محسوب می‌شوند و در ادبیات نوین اقتصادسنجی به طور عمیق مورد استفاده قرار می‌گیرند.^۲

به عنوان یک مرحله قطعی در آزمون هم انباشتگی، آزمون ایستایی برای هر کدام از متغیرهای مربوط باید انجام گیرد. از بین آزمونهای مورد استفاده، در این نکته اتفاق نظر وجود دارد که روش دیکی و فولر در ویژگیهای نمونه‌های کوچک به روشهای جایگزین خود برتری دارد. به همین دلیل در این مطالعه فرایند آزمون دیکی-فولر برای تحقق بخشیدن به آزمون ایستایی مورد استفاده قرار گرفت و نتایج حاصل به شرح جدول (۱) می‌باشد:

1-Oxley and Greasley, 1998, pp1389-90.

۲- صدیق‌نیا ۱۳۸۳، صص ۶۳-۶۶.

جدول-۱. آزمون ایستایی متغیرها

| متغیر | مقدار آماره آزمون | | مقادیر بحرانی | |
|-----------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| | با عرض از مبدا و بدون روند | با عرض از مبدا و روند خطی | با عرض از مبدا و بدون روند | با عرض از مبدا و روند خطی |
| LPGDPO76 | -۲/۲۷۶۴ | -۱/۶۵۱۳ | -۲/۹۳۵۸ | -۳/۵۲۴۷ |
| LIND76 | -۱/۹۱۴۵ | -۱/۶۹۲۸ | -۲/۹۳۵۸ | -۳/۵۲۴۷ |
| DLPGDPO76 | -۳/۳۴۰۰ | -۳/۴۲۰۹ | -۲/۹۳۷۸ | -۳/۵۲۷۹ |
| DLIND76 | -۴/۶۵۶۲ | -۴/۸۳۴۸ | -۲/۹۳۷۸ | -۳/۵۲۷۹ |

در این جدول، LPGDPO76 لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۷۶، LIND76 لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت به قیمت‌های ثابت سال ۷۶، DLPGDPO76 تفاضل مرتبه اول متغیر LPGDPO76، و DLIND76 تفاضل مرتبه اول متغیر LIND76 می‌باشند. با توجه به مقادیر آماره آزمون دیکی- فولر برای متغیرها، به این نتیجه می‌رسیم که دو متغیر اصلی تحقیق (یعنی LPGDPO76 و LIND76) در سطح ایستا نیستند ولی بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند (در حالت با عرض از مبدا و بدون روند) یعنی این که این دو متغیر هر دو $I(1)$ هستند و انباشته از درجه یک می‌باشند. بعد از انجام آزمونهای ایستایی و تعیین مرتبه ایستایی متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی یا هم‌جمعی به عنوان یکی از اصلی‌ترین روشهای مطالعه (بعد از آزمون علیت) در مورد متغیرهای مدل مورد مطالعه، صورت گرفت.

۳-۲. آزمون هم‌انباشتگی

در راستای بررسی و تعیین رابطه (روابط) تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی، روش جوهانسون، و جوهانسون - جوسلیوس در چند سال اخیر به سرعت تبدیل به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی شده است. به همین دلیل در این مطالعه از روش جوهانسون و جوهانسون - جوسلیوس استفاده شد که علاوه بر سهولت کاربرد، از اشکال‌های سایر روشها نیز میراست^۱. ولی قبل از این که آزمونهای هم‌انباشتگی را انجام دهیم، برای اجتناب از وقوع ایراد عمده‌ای که مربوط به این آزمونهاست، یعنی انتخاب طول وقفه بهینه^۲ که در صورت انتخاب نادرست، تمامی

۱- نوفرستی، ۱۳۷۸، صص ۸۷-۸۸

نتایج را تحت الشعاع قرار می‌دهد، الگوهای VAR غیرمقید تخمین زده شد تا طول وقفه‌های بهینه با توجه به معیار AIC تعیین شود.

با توجه به این که نرم‌افزار مورد استفاده جهت انجام تخمین‌های این مطالعه، نرم‌افزار 4 Microfit است، موقع تعیین رتبه VAR با استفاده از معیار آکائیک (AIC) که در این مطالعه به آن استناد شده است، باید از بزرگترین مقدار گزارش شده برای معیار AIC برای تعیین رتبه VAR^۱ استفاده کنیم.

جدول ۲- انتخاب رتبه VAR

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 39 observations from 1341 to 1379. Order of VAR = 3

List of variables included in the unrestricted VAR:

LPGDPO76 LIND76

List of deterministic and/or exogenous variables:

DUM57 DUM2 DUM1 C

| Order | LL | AIC | SBC | LR test | Adjusted LR test |
|-------|----------------|----------|---------|-----------|-----------------------------|
| 3 | 127.5854 | 107.5854 | 90.9498 | | ----- |
| 2 | 116.8425 | 100.8425 | 87.5340 | CHSQ(4)= | 21.4859[.000] 15.9767[.003] |
| 1 | 115.9510 | 103.9510 | 93.9697 | CHSQ(8)= | 23.2688[.003] 17.3024[.027] |
| 0 | 3.1307 | | -4.8693 | -11.5236 | CHSQ(12)= 248.9095[.000] |
| | 185.0865[.000] | | | | |

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

متغیر DUM1 متغیر مجازی برای سالهایی که سهم درآمدهای نفتی در تولید ناخالص ملی بیشتر از ۲۰ درصد بوده است، DUM2 برای سالهایی که قیمت‌های جهانی نفت کاهش یافته (۱۳۶۷-۱۳۶۵)، و DUM57 متغیر مجازی برای سالهای بعد از انقلاب (۱۳۵۷-۱۳۷۹) می‌باشند. با توجه به جدول فوق، طول وقفه بهینه باید سه انتخاب شود (مقدار AIC برابر با ۱۰۷/۵۸۵۴ متناظر با رتبه سه می‌باشد).

با مشخص شدن طول وقفه بهینه، وارد مرحله بعدی یعنی انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی برای متغیرهای تحقیق می‌شویم. با استفاده از دو معیار حداکثر مقدار ویژه^۲ و ماتریس اثر^۳ وجود یا نبود بردارهای همگرایی (هم‌انباشتگی) در نرم افزار 4 Microfit از مقیدترین حالت (بدون عرض از مبدأ و

1-Order Of VAR

2- Maximal Eigenvalue

3-Trace Matrix

روند) تا نامقیدترین حالت (با عرض مبدأ و روند نامقید) آزمون شد و الگوی سوّم (عرض از مبدأ نامقید و بدون روند) بهترین الگو تشخیص داده شد و بر این اساس تعداد $r = 1$ بردار همگرایی شناسایی شد.^۱ بردار همگرایی تخمین زده شده با استفاده از الگوی سوّم معرفی شده، در جدول ذیل گزارش شده است.

جدول-۳. بردار همگرایی تخمین زده شده

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

39 observations from 1341 to 1379. Order of VAR = 3, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LPGDPO76 LIND76

List of I(0) variables included in the VAR:

DUM57 DUM2 DUM1

| | Vector 1 |
|----------|---------------------|
| LPGDPO76 | 1.1008 (-1.0000) |

| | |
|--------|---------------------|
| LIND76 | -.37177 (.33774) |
|--------|---------------------|

(LPGDPO76 = 0.33774 LIND 76) GDPO76 نرمالایز شده بر حسب

همانگونه که ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب مطابق با نظریات اقتصادی است. با توجه به اینکه متغیرها لگاریتمی هستند، مقدار 0.33774 بیانگر کشش تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه در برابر تغییرات درصدی ارزش افزوده بخش صنعت می‌باشد. یعنی در بلندمدت، اگر ارزش افزوده بخش صنعت یک درصد افزایش یابد، تولید ناخالص داخلی سرانه به مقدار 0.33774 درصد افزایش می‌یابد.

۳-۳. اعمال قیدهای خطی بر روابط همجمعی

پس از آنکه به کمک روش جوهانسون مشخص کردیم که چند رابطه تعادلی بلندمدت و یا به عبارت دیگر چند بردار همجمعی وجود دارد، لازم است تعیین کنیم که آیا این بردارها منحصر به فرد هستند یا واگرا، و در مورد با روابط اقتصادی ساختاری بلندمدت چه مفهومی را بیان می‌کنند. بعد از تخمین بردار همگرایی، به منظور شناساشدن^۱ این بردار، قید $a_1 = 1$ به این بردار تحمیل شد که نتایج حاصل در جدول ذیل گزارش شده است.

جدول-۴. اعمال قید خطی بر رابطه همجمعی

```

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE, s in Brackets)
Converged after 2 iterations
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
*****
*****
39 observations from 1341 to 1379. Order of VAR = 3, chosen r = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
LPGDPO76    LIND76
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM57      DUM2      DUM1
*****
*****
List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
a1=1
*****
*****

```

| | Vector 1 |
|----------|----------------------|
| LPGDPO76 | 1.0000 (*NONE*) |
| LIND76 | -.33774 (.080070) |

```

*****
*****
LL subject to exactly identifying restrictions= 126.6754
*****
*****

```

1-Identifing

همان گونه که ملاحظه می شود، ضریب متغیر $lind76$ کاملاً معنی دار است $(t = \frac{-0/33774}{0/08})$.

بعد از این مرحله، معادله تصحیح خطا (ECM) از روی بردار هم‌انباشتگی تخمین زده شد که اساس کار ما در تعیین وجود یا نبود علیت و نیز جهت علیت می باشد.

انتخاب این فرم برای معادله تصحیح خطا با توجه به مطالب عنوان شده در بخش پایه‌های نظری و با عنایت به این واقعیت است که متغیرهای ما هر دو $I(1)$ بوده و هم‌انباشته نیز هستند.

نتایج حاصل در جداول (۵) ECM برای متغیر $LPGDP06$ و جدول (۶) ECM برای متغیر $lind76$ گزارش گردیده اند.

جدول ۵- تخمین مدل تصحیح خطا برای متغیر $LPGDPO76$

ECM for variable $LPGDPO76$ estimated by OLS based on cointegrating VAR(3)

Dependent variable is $dLPGDPO76$

39 observations used for estimation from 1341 to 1379

| Regressor | Coefficient | Standard Error | T-Ratio[Prob] |
|--------------|-------------|----------------|---------------|
| Intercept | 1.2901 | .30872 | 4.1788[.000] |
| $dLPGDPO761$ | .14906 | .16061 | .92813[.361] |
| $dLIND761$ | .026915 | .11824 | .22763[.821] |
| $dLPGDPO762$ | -.13241 | .15666 | -.84520[.405] |
| $dLIND762$ | .093173 | .12117 | .76897[.448] |
| $ecm1(-1)$ | -.23517 | .057924 | -4.0600[.000] |
| DUM57 | -.12245 | .029379 | -4.1679[.000] |
| DUM2 | -.078836 | .034525 | -2.2835[.030] |
| DUM1 | .041393 | .024732 | 1.6736[.105] |

List of additional temporary variables created:

$dLPGDPO76 = LPGDPO76 - LPGDPO76(-1)$

$dLPGDPO761 = LPGDPO76(-1) - LPGDPO76(-2)$

$dLIND761 = LIND76(-1) - LIND76(-2)$

$dLPGDPO762 = LPGDPO76(-2) - LPGDPO76(-3)$

$dLIND762 = LIND76(-2) - LIND76(-3)$

$ecm1 = 1.0000 * LPGDPO76 - .33774 * LIND76$

R-Squared .63056 R-Bar-Squared .53205

S.E. of Regression .052622 F-stat. F(8, 30) 6.4006[.000]
ادامه جدول-۵.

Mean of Dependent Variable .019518 S.D. of Dependent Variable .076924
Residual Sum of Squares .083071 Equation Log-likelihood 64.6181
Akaike Info. Criterion 55.6181 Schwarz Bayesian Criterion 48.1320
DW-statistic 2.0421 System Log-likelihood 126.6754

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version

* A:Serial Correlation *CHSQ(1)= .27704[.599]*F(1, 29)= .20748[.652]
* * *
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 9.3328[.002]*F(1, 29)= 9.1229[.005]
* * *
* C:Normality *CHSQ(2)= .11271[.945]* Not applicable
* * *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .41404[.520]* F(1, 37)= .39702[.533]

جدول-۶. تخمین مدل تصحیح خطا برای متغیر LIND76

ECM for variable LIND76 estimated by OLS based on cointegrating VAR(3)

Dependent variable is dLIND76

39 observations used for estimation from 1341 to 1379

| Regressor | Coefficient | Standard Error | T-Ratio[Prob] |
|------------|-------------|----------------|---------------|
| Intercept | .36337 | .42409 | .85681[.398] |
| dLPGDPO761 | .43698 | .22063 | 1.9806[.057] |
| dLIND761 | -.077207 | .16243 | -.47534[.638] |
| dLPGDPO762 | .093798 | .21521 | .43584[.666] |
| dLIND762 | -.51137 | .16645 | -3.0723[.004] |
| ecm1(-1) | -.036066 | .079571 | -.45325[.654] |

| | | | |
|-------|----------|---------|---------------|
| DUM57 | -.089850 | .040359 | -2.2263[.034] |
|-------|----------|---------|---------------|

ادامه جدول-۶.

| | | | |
|------|----------|---------|---------------|
| DUM2 | -.034338 | .047427 | -.72401[.475] |
|------|----------|---------|---------------|

| | | | |
|------|----------|---------|---------------|
| DUM1 | -.022370 | .033975 | -.65842[.515] |
|------|----------|---------|---------------|

List of additional temporary variables created:

dLIND76 = LIND76-LIND76(-1)

dLPGDPO761 = LPGDPO76(-1)-LPGDPO76(-2)

dLIND761 = LIND76(-1)-LIND76(-2)

dLPGDPO762 = LPGDPO76(-2)-LPGDPO76(-3)

dLIND762 = LIND76(-2)-LIND76(-3)

ecm1 = 1.0000*LPGDPO76 -.33774*LIND76

R-Squared .50477 R-Bar-Squared .37270

S.E. of Regression .072287 F-stat. F(8, 30) 3.8222[.003]

Mean of Dependent Variable .078376 S.D. of Dependent Variable .091269

Residual Sum of Squares .15676 Equation Log-likelihood 52.2349

Akaike Info. Criterion 43.2349 Schwarz Bayesian Criterion 35.7489

DW-statistic 2.0095 System Log-likelihood 126.6754

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version

* A:Serial Correlation *CHSQ(1)= .0050203[.944]*F(1, 29)= .0037335[.952]

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 4.0450[.044] *F(1, 29)= 3.3559[.077]

* C:Normality *CHSQ(2)= 6.0064[.050]* Not applicable

* D:Heteroscedasticity *CHSQ(1)= .71058[.399] *F(1, 37)= .68665[.413]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey, s RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

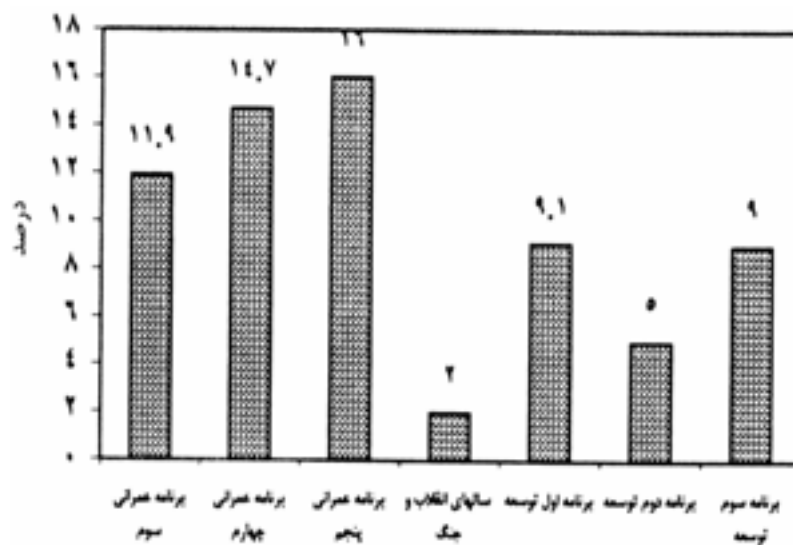
D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

بر اساس معادلات تصحیح خطای تخمین زده شده و با توجه به ادبیات مربوط و با عنایت به اینکه ضریب $(-1)ecm$ در هر دو معادله معنی‌دار و مخالف صفر است و حداقل یک ضریب غیرصفر از مقادیر وقفه‌ای متغیر مستقل وجود دارد و همه ضرایب متغیر مستقل صفر نیستند، پس نتیجه می‌گیریم که یک علیت دوطرفه^۱ بین دو متغیر رشد صنعت و رشد اقتصادی وجود دارد.

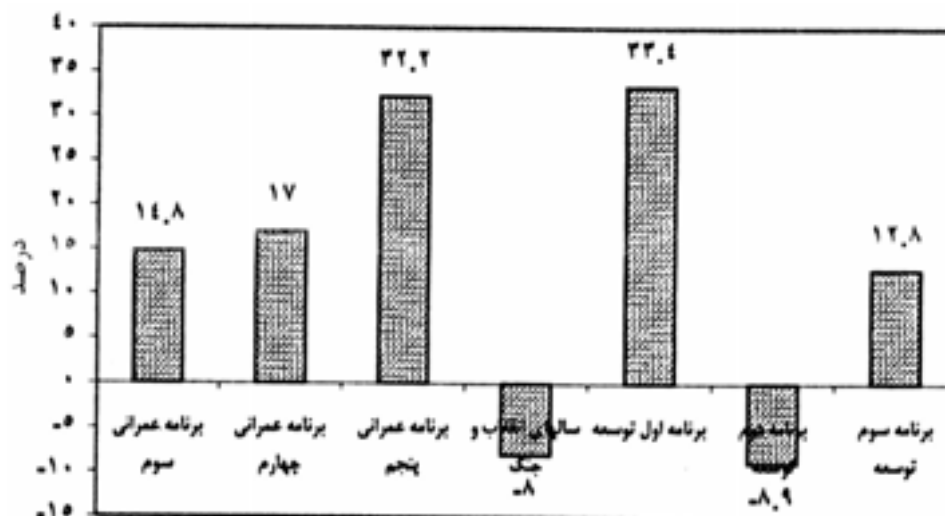
یعنی در عین حال که رشد بخش صنعت کارخانه‌ای در ایران موجب رشد اقتصادی می‌شود، خود رشد در ارزش افزوده بخش صنعت کارخانه‌ای از رشد اقتصادی تغذیه می‌کند که قسمت اعظم آن مرسوم درآمدهای ناشی از فروش نفت خام است.

نقش صنعت در رشد اقتصادی اجتناب‌ناپذیر و بسیار مهم است ولی به نظر می‌رسد آنچه که به عنوان موتور رشد اقتصادی از آن یاد می‌شود، تبلور سرمایه در بخش صنعت باشد. نمودارهای ۱ و ۲ به خوبی شاهی بر این مدعاست.

نمودار ۱- متوسط رشد ارزش افزوده صنعت در دوره های مختلف



نمودار ۲- متوسط رشد سرمایه گذاری صنعت در دوره‌های مختلف



مأخذ: نیلی و همکاران ۱۳۸۲

همان‌گونه که عنوان شد، رشد صنعت کارخانه‌ای در ایران باعث رشد اقتصادی می‌شود و همین‌طور رشد اقتصادی موجبات رشد صنعت کارخانه‌ای را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر اگر کشور صنعتی شود، رشد اقتصادی هم افزایش می‌یابد و برعکس. اگر توجه کنیم فرایند صنعتی شدن کشورهای توسعه‌یافته از درون جامعه آغاز شده و مراحل تکاملی آن به تدریج صورت گرفته است. لکن در کشورهای دیگر، این فرایند به صورت وارد کردن "صنعت" شروع شده است. یعنی این کشورها به جای آن که خود آغازگر فرایند صنعتی شدن باشند، از طریق واردات، اقدام به ایجاد واحدهای صنعتی کرده‌اند. منتهی برخی از کشورها بعد از احداث واحدهای صنعتی، با تلاشی که داشته‌اند، سعی کرده‌اند با تکنولوژی صنایع آشنا شوند و آنها را بومی کنند. در واقع این کشورها، سعی زیادی کرده‌اند تا نیروی انسانی را طوری تربیت کنند که قادر باشند کشورشان را صنعتی کنند.

می‌دانیم بین دو اصطلاح "صنعتی شدن" و "صاحب صنعت شدن" تفاوت ماهوی وجود دارد. با خرید و احداث واحد صنعتی، یک جامعه می‌تواند صاحب صنعت شود ولی صنعتی شدن مستلزم تربیت نیروهایی است که قادر باشند کشور را صنعتی کنند.

صاحب صنعت شدن ایران، از برنامه سوم عمرانی از طریق خرید و احداث تعدادی واحد صنعتی و در راستای راهبرد جایگزینی واردات آغاز شد. از ابتدا، مبنای این صنایع بر تأمین مالی از طریق نفت پیوند زده شد. به همین دلیل نه فقط کل اقتصاد ایران به نفت وابسته است، بلکه در بین بخشهای اقتصادی،

بخش صنایع، به ویژه صنایع کارخانه‌ای، به درآمد توأم با نوسان ناشی از فروش نفت خام وابستگی بسیار شدید دارد و این وابستگی و آسیب‌پذیری تا زمانی که اقدام اساسی برای تربیت نیروی انسانی "صنعت‌ساز" و بومی‌سازی صنایع وارداتی، به عمل نیاید، ادامه خواهد داشت. در حقیقت اگر بتوانیم در مراکز آموزش رسمی و غیررسمی خود، اقدام اساسی برای تربیت نیروی صنعت‌ساز به عمل آوریم؛ در این صورت کشور ما می‌تواند "صنعتی" شود و این صنعتی شدن کل بخشهای اقتصادی را به حرکت در خواهد آورد. اگر کشور در مسیر توسعه اقتصادی قرار گیرد، نه فقط صنعت موتور توسعه آن خواهد بود؛ بلکه سایر بخشهای اقتصادی هم تحرک لازم را پیدا می‌کند و مجموع اقتصاد ایران شکوفا می‌گردد. در این صورت، منابع تأمین مالی سرمایه‌گذاری بخشهای اقتصاد به پس‌انداز داخلی و جلب سرمایه‌گذاری از خارج تغییر می‌یابد و بنابراین بازار سرمایه هم به بازار کارآمد تبدیل می‌شود.

۴. خلاصه، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

تجربه کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد، بخش صنعت به عنوان بخش محرک اقتصاد، همواره نقش محوری در توسعه اقتصادی داشته و در واقع موتور رشد اقتصادی به حساب می‌آید. در این کشورها، بخش صنعت به دلیل داشتن ارتباطات پسین و پیشین بیشتر در ساختار فعالیتهای اقتصادی، نقش پیشرو را در بین سایر بخش‌ها دارد. البته مفهوم پیشرو از این جهت است که عامل اصلی رشد می‌باشد و می‌تواند موجب رشد دیگر بخش‌های صنعت و یا سایر بخش‌های اقتصادی نیز بشود. این مطالعه، از تکنیک هم‌انباشتگی به منظور کشف روابط بلندمدت بین ارزش افزوده بخش صنعت کارخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی سرانه کشور در دوره مورد بررسی و از تکنیک علیت گرنجر در جهت تعیین جهت علیت بین دو متغیر رشد اقتصادی و رشد صنعت کارخانه‌ای (از کانال آزمون فرضیه موتور رشد کالدور) استفاده کرده است.

با اتکا به نتایج حاصل از تخمین مدل‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا، نتایج زیر حاصل شد:

۱. یک علیت دو طرفه^۱ بین دو متغیر رشد صنعت و رشد اقتصادی وجود دارد. یعنی در عین حال که رشد بخش صنعت کارخانه‌ای در ایران موجب رشد اقتصادی می‌شود، خود رشد در ارزش افزوده بخش صنعت کارخانه‌ای از رشد اقتصادی تغذیه می‌کند که قسمت اعظم آن مرهون درآمدهای نفتی است.
۲. در بلند مدت، اگر ارزش افزوده بخش صنعت یک درصد افزایش یابد؛ تولید ناخالص داخلی سرانه به مقدار ۰/۳۴ درصد افزایش می‌یابد، یعنی تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه در برابر تغییرات درصدی ارزش افزوده بخش صنعت کم‌کشش است. جالب توجه این که همین مقدار عددی کشش برای کشوری مثل ترکیه یا مکزیک که فرضیه KEG در مورد آنها هم آزمون شده، بالاتر از یک است و این موضوع

ضرورت انجام اصلاحات اساسی را در بخش صنعت کشور در جهت ارتقای نقش آن در فرایند رشد اقتصادی، بر ما نمایان می‌سازد.

۳. نقش صنعت در رشد اقتصادی اجتناب‌ناپذیر و بسیار مهم است ولی به نظر می‌رسد آنچه که به عنوان موتور رشد اقتصادی از آن یاد می‌شود تبلور سرمایه‌گذاری در بخش صنعت (یا خرید صنعت) باشد. به دور از هر تک سبب بینی، اکنون که نتیجه گرفتیم سرمایه‌گذاری در بخش صنعت می‌تواند یک عامل کلیدی در تهییج یا تحدید رشد صنعت و از آن طریق رشد اقتصادی باشد، پیشنهادهای زیر به عنوان پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌گردد:

۱. فراهم‌ساختن بسترهای امن و مطمئن برای استفاده از سرمایه‌های داخلی و جذب سرمایه‌های خارجی در بخش صنعت و نیز هدایت آن به سمت تولید کالاهای صنعتی با هدف صادراتی به منظور ارتقای این بخش از اقتصاد و افزایش سهم آن در تولید ناخالص داخلی کشور.

۲. توجه شایسته به تحقیق و توسعه و جهت‌دهی مسیر تحقیقات کاربردی و توسعه‌ای به سمت بومی‌سازی تکنولوژی‌ها و استقرار فعالیتهای صنعتی که برای توسعه در کشور مناسب باشند.

۳- جهت‌دهی دانشگاهها به سمت تربیت نیروی انسانی صنعت‌ساز.

منابع

- برانسون، ویلیام (۱۳۷۸) تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه شاکری، عباس، تهران، نشر نی.
- بیلی، دیوید، پاربخ، اشوک (۱۳۸۱)، روش‌های تحلیل اقتصادی و کاربرد آنها، ترجمه کویاهی، مجید، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- صدیق‌نیا، رضا (۱۳۸۳) آزمون فرضیه موتور رشد کالدور در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۹، پایان نامه کارشناسی ارشد، تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز، گروه اقتصاد.
- گجراتی، دامودار (۱۳۸۰) مبانی اقتصاد سنجی، جلد اول و دوم، ابریشمی، حمید، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران، انتشارات موسسه خدمات فرهنگی رسا.
- نبلی، مسعود و همکاران (۱۳۸۲) استراتژی توسعه صنعتی کشور، تهران، موسسه انتشارات علمی دانشگاه صنعتی شریف.
- یوسفی، محمد قلی (۱۳۸۲) اقتصاد صنعتی، جلد اول، تهران، انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی.

- Atesoglu, H.S. (1993) Manufacturing and Economic Growth in the United States, *Applied Economics*, 25, pp. 67-69.
- Bairam, E. (1991) Economic Growth and Kaldor's Law: The Case of Turkey, 1925-78, *Applied Economics*, 23, pp., 1277-1280.
- Bernat, G.A. (1996) Does Manufacturing Matter?. A Spatial Econometric View of Kaldor's Laws, *Journal of Regional Science*, 36, pp. 463-477.
- Diaz, B.A. (2003) Mexico's Industrial Engine of Growth: Cointegration and Causality, *Revista Momento Economico*, March, pp. 34-41.
- Dicky, D. and W. Fuller (1979) Distribution of the Estimators For Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Drakopoulos, S.A. and Theodossiou, I. (1991) Kaldorian Approach to Greek Economic Growth, *Applied Economics*, 23, pp. 1683-1689.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, pp. 251-76.
- Enders, Walter (1995) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, INC.

- Geweke, J. (1982) Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series, *Journal of the American Statistical Association*, 77, 378, pp. 303-313 .
- Geweke, J., Meese, R. and Dent W. (1983) Comparing alternate of causality in temporal systems: analytic results and experimental evidence *Journal of Econometrics*, 21, pp. 161-94 .
- Giles et al (1993) Causality, Unit roots and export-led growth: the New Zealand experience, *Journal of international Trade and Economic Development*, 1, pp. 195-218.
- Granger, C, W, J (1969) Investigating causal relations by econometric models and spectral methods, *Econometrica* 37 , pp. 24-6 .
- Granger, C, W, J (1986) Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-228 .
- Granger, C, W, J (1988) Some recent developments in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, 39, pp. 213-228 .
- Guilkey, D, K and Salemi, M .K (1982) Small sample properties of three tests for Granger-Causal ordering in a bivariate stochastic system, *Review of Economics and Statistics*, 64, pp. 669-80.
- Hansen, J.D and Zhang, J (1996) A Kaldorian Approach to regional economic growth in China. *Applied Economics*, 28, pp. 679-85.
- Hiemstra, C and Jones, J, D (1994) Testing for linear and non-linear Granger Causality in the stock price-volume Relation, *The Journal of Finance*, 49, pp. 1639-1664.
- Johansen, S. and Juselius (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics*, 52, pp. 169-210.
- Johansen, S. (1992) Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- Johansen, S. (1998), Statical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Kaldor, N. (1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kaldor, N. (1966), *Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom: An inaugural lecture*, Cambridge: Cambridge University Press, reprinted in N. Kaldor (1978), *Further Essays on Economic Theory*, London, Duckworth.
- Kaldor, N. (1967) The relation of economic growth and cyclical fluctuation, *Economic Journal*, 64 (253), pp. 53–71.
- Kaldor, N. (1967), *Strategic Factors in Economic Development*, New York, Ithaca, Cornell University,

- Kaldor, N. (1975) Economic growth and the Verdoorn law, *Economic Journal*, 85, pp. 891-896.
- Kaldor, N. (1975), What is wrong with economic theory, *Quarterly Journal of Economics*, 89, pp. 347-57.
- Kaldor, N. (1980), Characteristics of economic development, in *Essays on Economic Stability and Growth*, Duckworth London, pp. 233-42.
- Kaldor, N. (1981), The role of increasing returns, technical progress and cumulative causation in the theory of international trade and economic growth, *Economie Appliquée*, 34, pp. 593-617.
- Leon-Ledesma, Miguel A. (1998), Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962-1991, www.google.com/search.
- Mangain, Vaishah (1999), Are the Kaldor-Verdoorn laws applied in newly industrialized countries, *Review of Development Economics*, 3(3), 259-309
- McCombie, J. (1981), What still remains of Kaldor's Laws? *Economic Journal*, March.
- McCombie, J. (1983) Kaldor's laws in retrospect, *Journal of Post Keynesian Economics*, 5, pp. 414-429.
- McCombie, J. de Ridder (1983), Increasing returns, productivity and output growth: The case of the United States, *Journal of Post-Keynesian Economics*, Spring.
- McCombie, J., M. Pungo and Soro, B., (2003), *Productivity growth and economic performance: Essays on Verdoorn's Law*, London, Palgrave-Macmillan.
- MacKinnon, J. (1991). Critical values for cointegration tests, in *Readings in cointegration* (Ed.) R.F. Engle and C.W. Granger, pp. 267-276, Oxford University Press, Oxford.
- Oxley, Les, Greasley David (1998). *Vector Autoregression, Cointegration and Causality: Testing for causes of the British Industrial Revolution*, *Applied Economics*, 30, pp., 1387-97.
- Phillips, P.C.B and P. Person (1988) Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, pp. 335-46.
- Pons-Novell, Jordi and Viladecans, Marsal, Elisabet (1998) Kaldor's Laws and Spatial Dependence: Evidence for the European Regions, *Regional Studies*, 33.5, pp., 443-451.
- Sargan, J.D. and A. Bhargava (1983) Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk, *Econometrica*, 51, pp., 153-74.
- Sims, C, A (1972), Money income and causality, *American Economic Review*, 62, September, pp. 540-52.

-
- Stoneman, P. (1979) Kaldor's law and British economic growth: 1800-1970, *Applied Economics*, 11, pp. 309-319.
- Toda, H, Y, and Phillips, P.C.B (1991), Vector Autoregression and causality: a Theoretical overview and simulation study, Working paper 91-07, University of Western Australia.
- Wells, Heather and Thirlwall, A.P. (2003), Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa, www.google.com/search.
- Wulwick, N.J. (1991) Did the Verdoorn law hang on Japan? *Eastern Economic Journal*, 12, pp. 15-20.