بررسی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران با استفاده از روش همجمعی یوهانسن

علی‌اصغر اژدری،* حسن حیدری** و محمدرضا عبداللهی***

تاریخ دریافت ۱۳۹۴/۱۰/۱۲	تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۹/۲۰

هدف از این مقاله، الگوسازی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران در بلندمدت است. به این منظور از الگوی همجمعی یوهانسن جوسلیوس بهره گرفته شده است. دامنه داده‌های مورد استفاده سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۳ است. در تهیه داده‌ها از آمار سری زمانی بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی مرکز آمار ایران استفاده شده است.

براساس نتایج برآورد مدل، افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری با ضریب ۰/۲۷، درآمدهای نفتی با ضریب ۰/۱۴، نرخ ارز حقیقی با ضریب ۰/۱۳ و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به‌عنوان منبع واردات فناوری با ضریب حدود ۰/۱۲ بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیرگذارند. روند رشد بالقوه بخش صنعت و معدن که نشانگر ظرفیت‌های این بخش است، از سال‌های ابتدایی میانی دهه ۱۳۸۰ رو به کاهش بوده است. کاهش سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن، کاهش درآمدهای نفتی، ترکیبی از سیاست‌های نامناسب ارزی، تحریم‌های اقتصادی و کاهش دسترسی به ماشین‌آلات و تجهیزات به‌روز از طریق بازارهای بین‌المللی سبب شد تا در نهایت توان بالقوه و رشد صنعتی در ایران کاهش یابد.

کلیدواژه‌ها: ارزش افزوده صنعتی؛ نرخ ارز؛ سرمایه‌گذاری؛ درآمد نفتی؛ واردات کالاهای سرمایه‌ای؛ الگوی همجمعی یوهانسن

---

* عضو هیئت علمی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (نویسنده مسئول)؛
Email: a.a.ajdari@gmail.com

** استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس؛ Email: hassanheydari78@googlemail.com

*** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی؛ Email: m.abdolahi86@gmail.com

مقدمه

بخش صنعت نقش اساسی در فرایند توسعه کشورها داشته است. این بخش به دلیل اهمیت نسبی دانش فنی در تولید آن و نیز به دلیل ارتباطات پسین و پیشین آن با سایر بخش‌های اقتصادی همواره مورد توجه کارشناسان و سیاستگذاران اقتصادی بوده است. اهمیت بخش صنعت[۱] به این دلیل است که صنعت به‌عنوان موتور رشد اقتصادی و انباشت سرمایه شناخته می‌شود و بخشی است که منبع بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید است. داتا[۲] (۱۹۵۲) و کالدور[۳] (۱۹۶۶) دو ویژگی برای نقش صنعت در توسعه، به‌ویژه در مراحل اولیه آن برشمرده‌اند:

۱. سهم صنعت در درآمدزایی برای کل اقتصاد در طول زمان (در فرایند توسعه) افزایش می‌یابد،

۲. سهم نیروی کار بخش صنعت نیز در طول فرایند توسعه روندی صعودی دارد.

ترکیب این دو ویژگی در طول فرایند توسعه موجب افزایش درآمد سرانه خواهد شد. حتی در مراحل نهایی توسعه نیز شاهد این هستیم که نوآوری و تلاش برای توسعه فناوری‌های جدید در اغلب موارد در بخش صنعت متمرکز بوده است. ازاین‌رو، صنعتی شدن[۴] سبب ارتقاء تنوع در تولید[۵] و ارتقاء ساختار اقتصاد به سمت پیچیدگی و افزایش به‌کارگیری مهارت در تولید خواهد شد.[۶]

در کشور ما نیز همواره بخش صنعت و معدن در سیاستگذاری اقتصادی نقش مهمی داشته اما عملکرد آن به میزان مورد انتظار نبوده است. بنابراین پرسش این است که چرا بخش صنعت و معدن در ایران عملکرد مناسبی نداشته است. درواقع مسئله اساسی این است که برای اینکه ارزش افزوده این بخش در بلندمدت سیری صعودی داشته باشد، چه سیاست‌ها و راهکارهای سیاستی باید دنبال شود. ازاین‌رو هدف از مقاله حاضر پاسخگویی به این پرسش اساسی است در بلندمدت چه عواملی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن

---

۱. در اینجا منظور از بخش صنعت، آن چیزی است که در ادبیات به عنوان Manufacturing (ساخت) شناخته می‌شود.

2. Datta
3. Kaldor
4. Industrialization
5. Diversification
6. Fajnzylber

در ایران تأثیرگذارند. با شناسایی این عوامل، می‌توان با سیاستگذاری مناسب اقتصادی در بلندمدت رشد اقتصادی را در این بخش تحقق بخشید.

مقاله حاضر مشتمل بر چند بخش است. در بخش اول جایگاه بخش صنعت و معدن در اقتصاد ایران و نرخ رشد بخش صنعت و معدن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش دوم پیشینه تحقیق بیان شده و در بخش سوم الگو و روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود. در بخش چهارم آزمون مانایی متغیرهای تحقیق و در بخش پنجم نتایج برآورد الگو ارائه شده است. در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی ارائه می‌شود.

۱. بخش صنعت و معدن در اقتصاد ایران

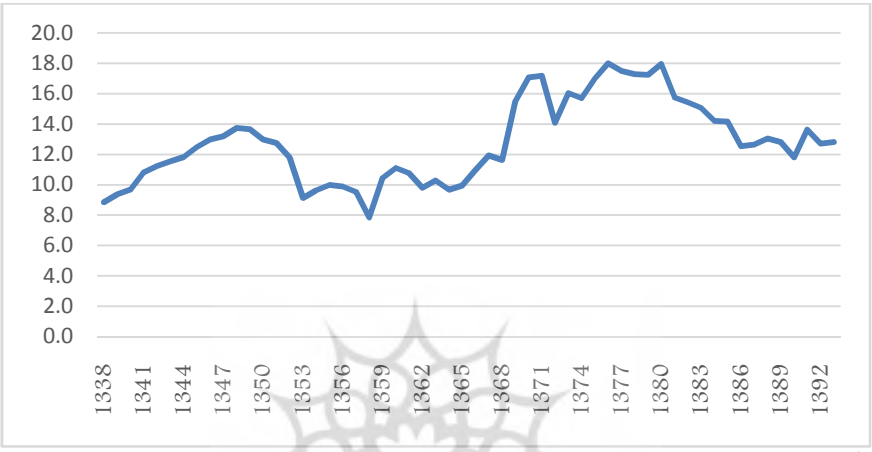
۱-۱. جایگاه بخش صنعت و معدن

سهم بخش صنعت از اقتصاد ایران همواره با نوسان روبه‌رو بوده است. کمترین سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی مربوط به سال ۱۳۵۸ است که در آن سال صنعت و معدن سهم ۷/۸ درصدی از کل تولید ناخالص داخلی را به‌خود اختصاص داده بود. بعد از آن سهم بخش صنعت با فراز و فرودهایی تا سال ۱۳۷۶ به ۱۸ درصد که بیشترین سهم این بخش از سال ۱۳۳۸ تاکنون می‌باشد رسید. این سهم تا سال ۱۳۸۰ در همین حدود باقی ماند اما از آن سال به بعد و در طول دهه ۱۳۸۰ یک روند مداوم نزولی در سهم صنعت از کل اقتصاد ایران ملاحظه می‌شود. در سال ۱۳۹۱ سهم صنعت از کل اقتصاد ایران به ۱۱/۸ درصد رسید که کمترین سهم این بخش در طول سال‌های دهه ۱۳۸۰ و سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ می‌باشد. البته در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ شاهد هستیم که سهم این بخش نزدیک به ۱۳ درصد رسیده است.

البته اگر سهم صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی برحسب ارقام حقیقی (یعنی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳) محاسبه شود، شاهد این خواهیم بود که این بخش همواره سهمی فزاینده در تولید ناخالص داخلی داشته است. تفاوت این دو روش محاسباتی که دو روند کاملاً متفاوت را نشان می‌دهند را می‌توان در تغییر قیمت‌های نسبی دانست. به این معنا که در محاسبه سهم صنعت با استفاده از ارقام به قیمت‌های جاری، عملاً قیمت‌های

بخش صنعت و معدن به قیمت‌های کل اقتصاد ایران تقسیم می‌شود و لذا کاهش قیمت نسبی بخش صنعت و معدن نسبت به کل اقتصاد ایران نیز می‌تواند این سهم را کاهش دهد.

نمودار ۱. سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های پایه (درصد)

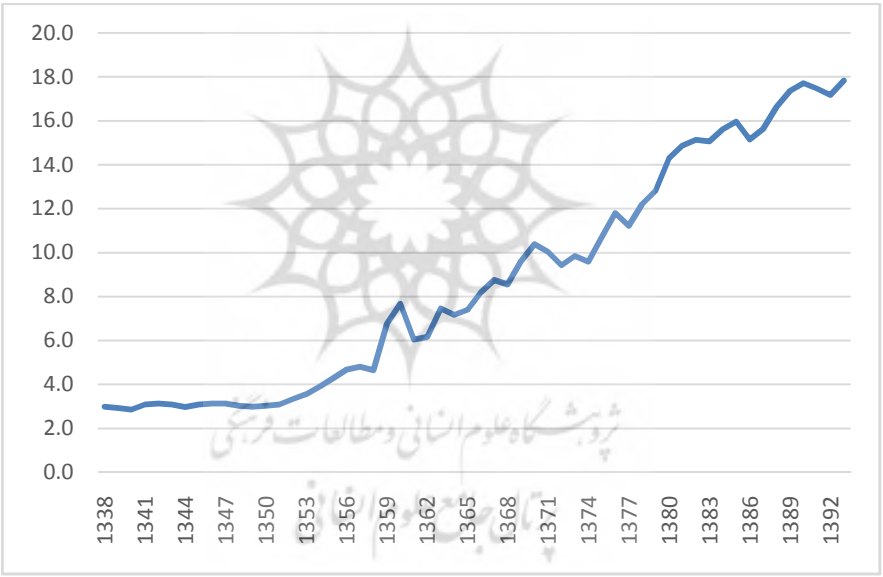


مأخذ: بانک مرکزی، آمار حساب‌های ملی سالانه و نماگرهای اقتصادی.

برای اینکه تأثیر نوسان قیمت‌های نسبی را در محاسبه سهم بخش صنعت و معدن از کل تولید ناخالص داخلی جدا کنیم، می‌توان سهم بخش صنعت و معدن را بر حسب قیمت‌های ثابت (سال ۱۳۸۳) محاسبه کرد که این موضوع در نمودار ۲ لحاظ شده است. بر این اساس مشاهده می‌شود که سهم بخش صنعت و معدن براساس قیمت‌های ثابت رو به افزایش بوده است. مقایسه این روند با نمودار ۱ که براساس قیمت‌های جاری محاسبه شده است، نشان می‌دهد که بخش صنعت و معدن بر حسب مقادیر حقیقی سهم بیشتری از کالاها و خدمات را در اقتصاد ایران تولید کرده است. با این حال، روند نزولی سهم آن براساس قیمت‌های جاری نشان می‌دهد که قیمت کالاهای صنعتی در مقایسه با سایر قیمت‌ها در اقتصاد ایران کمتر افزایش یافته است. این موضوع می‌تواند به این دلیل باشد که در مقایسه با افزایش قیمت کالاهای غیرقابل مبادله در اقتصاد ایران مانند بخش مسکن، قیمت نسبی در بخش صنعت و معدن کاهش یافته است، چرا که کالاهای وارداتی همواره رقیب تولیدات این بخش هستند و به‌جز برخی بخش‌های محدود مانند خودرو و امثال آن،

عملاً این بخش در معرض رقابت با کالاهای وارداتی است. ازاین‌رو امکان افزایش قیمت محصولات در این بخش متناسب با سایر بخش‌ها مانند خدمات و مسکن و مستقلات نیست. از سویی، به نظر می‌رسد کنترل‌های قیمتی در این بخش بیش از سایر بخش‌ها باشد. لذا مجموع این عوامل همگی باعث شده‌اند که قیمت‌های نسبی در بخش صنعت و معدن کمتر از سایر بخش‌ها در اقتصاد ایران افزایش یافته و در بخش بزرگی از سال‌های گذشته شاهد کاهش سهم این بخش باشیم.

نمودار ۲. سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های پایه برحسب ارقام حقیقی (درصد)

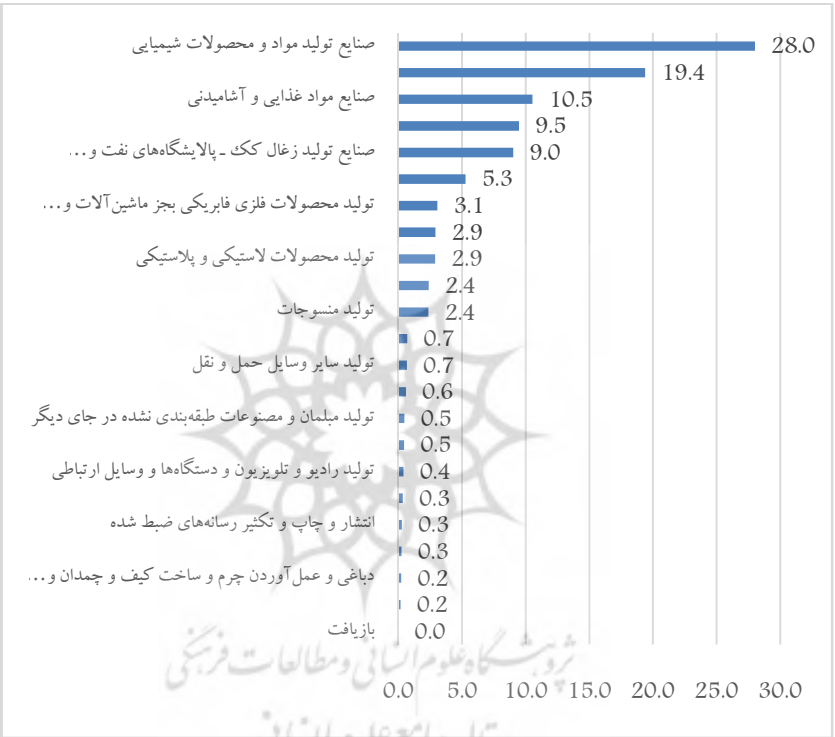


مأخذ: همان.

از نظر ارزش افزوده، عمده‌ترین فعالیت‌های صنعتی ایران در بخش صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی، تولید فلزات اساسی، صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی، صنایع تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی و صنایع تولید زغال کک، پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای صورت می‌گیرد. نگاهی به ساختار فعلی نشان می‌دهد که به غیر از صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی، عمده بخش صنعت در ایران بر صنایع مبتنی‌بر نفت و

گاز و صنایع مبتنی بر مواد معدنی متمرکز شده است و درواقع می‌توان بخش صنعت را در ایران بخشی متکی بر منابع[1] دانست (نمودار ۳).

نمودار ۳. سهم فعالیت‌های مختلف از کل ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر برحسب کدهای دورقمی ISIC (درصد)



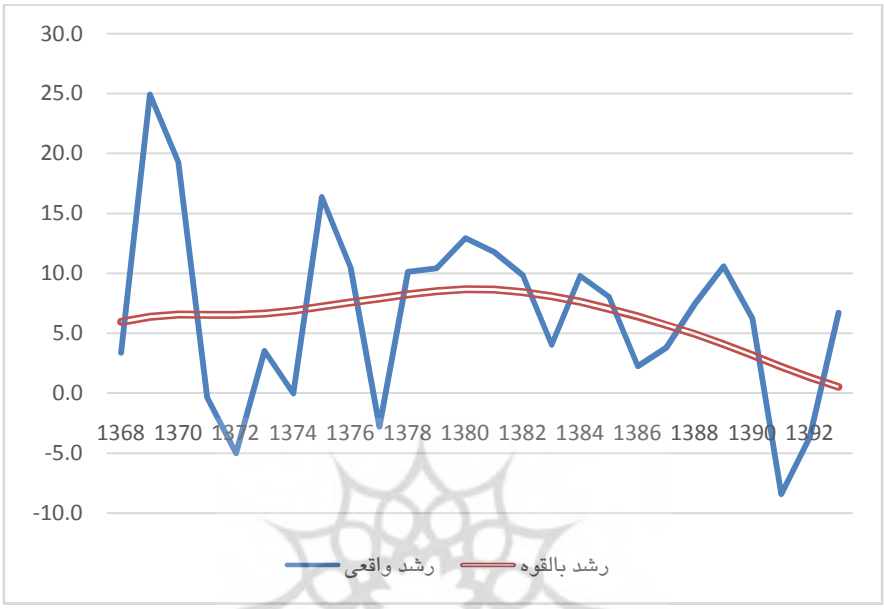
مأخذ: محاسبات براساس مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر، ۱۳۹۲.

۲-۱. تحلیل نرخ رشد بخش صنعت و معدن

رشد اقتصادی مهم‌ترین شاخص عملکرد برای یک بخش اقتصاد است، اگرچه به تنهایی کافی نیست و می‌توان از سایر شاخص‌ها به‌عنوان مکمل این شاخص برای ارزیابی عملکرد یک بخش اقتصادی استفاده کرد. بررسی آمارهای رسمی نشان می‌دهد که ارزش افزوده بخش صنعت و معدن طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۳ به‌طور متوسط سالانه ۶/۶ درصد رشد کرده است.

1. Resource Based

نمودار ۴. مقایسه بین رشد ارزش افزوده محقق شده در بخش صنعت و معدن و رشد بالقوه آن (درصد)[۱]



مأخذ: محاسبات پژوهش براساس آمارهای سری زمانی بانک مرکزی.

در نمودار ۴، رشد محقق شده ارزش افزوده بخش صنعت و معدن با رشد بالقوه آن در دوره‌های مختلف مقایسه شده است. بررسی نمودار بالا نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۱ به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی، بروز شوک ارزی و مشکلاتی که در پی آن ایجاد شد، بخش صنعت رشد منفی شدید ۸/۵- را تجربه کرد که در دوران پس از جنگ تحمیلی بی‌سابقه بوده است و تا سال ۱۳۹۲ نیز ادامه داشت. به غیر از این دو سال، در سال‌های ۱۳۷۲ و در پی بروز بحران سررسید بدهی‌ها و مشکلات ارزی که به‌وجود آمد و نیز در سال ۱۳۷۷ به دلیل کاهش شدید قیمت‌های نفت بخش صنعت شاهد رشد منفی بوده است. آنچه سال‌های اخیر را از سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۲ متمایز می‌کند، تداوم رشد منفی است که با بررسی روند رشد بالقوه بخش صنعت در نمودار ۴ قابل توجیه است.

---

۱. برای محاسبه نرخ رشد ارزش افزوده بالقوه بخش صنعت و معدن، از فیلتر هودریک ـ پروسکات (Hodrick-Prescott Filter) استفاده شده است.

رشد بالقوه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی محاسبه شده است[۱] و نشان می‌دهد که در هر زمان، رشدی که این بخش توان تحقق آن را داشته است، به چه میزان بوده است. بررسی نمودار نشان می‌دهد که روند رشد بالقوه این بخش از سال‌های ابتدایی میانی دهه ۱۳۸۰ روندی نزولی داشته است. براساس محاسبات اقتصادسنجی، در سال ۱۳۸۳ رشد بالقوه بخش صنعت و معدن حدود ۸ درصد بوده است، به این معنا که بخش صنعت در میان‌مدت و بلندمدت در آن زمان توان رشد حدود ۸ درصدی را در سال داشته است. با این حال روند رشد بالقوه بخش صنعت بعد از آن سال نزولی شده است به‌طوری‌که به حدود ۰/۵ درصد در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. به این معنا که بخش صنعت در سال ۱۳۹۳ توان بالقوه رشد بیش از ۰/۵ درصد در سال را، البته در میان‌مدت و بلندمدت نخواهد داشت، مگر اینکه با ظرفیت‌سازی جدید و اصلاح سیاست‌های اقتصادی این توان رشد افزایش یابد. درواقع کاهش توان رشد بالقوه این بخش لزوماً به معنای کاهش رشد بخش صنعت در همان سال نیست، بلکه نشان می‌دهد طی یک دوره میان‌مدت (مثلاً سه الی پنج ساله) متوسط رشد محقق شده بخش نیز کاهش خواهد یافت. لذا برای افزایش رشد این بخش باید ظرفیت‌سازی جدید در آن صورت گیرد تا بتوان در آینده از طریق آن رشد این بخش را حفظ کرد.

آنچه در اینجا مطرح است اینکه چگونه می‌توان رشد بلندمدت را در بخش صنعت حفظ کرد و آن را افزایش داد؟ برای این منظور باید عوامل تعیین‌کننده رشد بخش صنعت در بلندمدت شناسایی شوند، در آن صورت با اعمال سیاست‌های مناسب روی این عوامل می‌توان ظرفیت و توان بالقوه رشد بخش صنعت را افزایش داد. این موضوع در ادامه مقاله بررسی شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری: رشد صنعتی در یک اقتصاد نفتی

به‌طورکلی عوامل متعددی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند که تجربه تاریخی ثابت می‌کند که تولید و انتقال فنی یکی از تعیین‌کننده‌های مهم رشد اقتصادی هستند (Rosenberg,

---

۱. به این صورت که با استفاده از فیلتر هودریک ـ پروسکات، سری رشد ارزش افزوده بخش صنعت به دو سری روند بلندمدت و سری نوسانات گذرا تجزیه شده است.

(1994; Mokyr, 2005). علاوه‌بر آن، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه فیزیکی نیز یکی از عوامل اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی است. در کشورهایی مانند ایران که صادرکننده منابع زیرزمینی هستند، نوسان‌های این منابع نیز بر رشد اقتصادی اثرگذار است، چرا که با افزایش یا کاهش این منابع ازیک‌سو منابع لازم برای دولت جهت فراهم کردن زیرساخت‌ها دچار نوسان می‌شوند. ازسوی‌دیگر منابع لازم برای تجارت خارجی و واردات مواد و ماشین‌آلات مورد نیاز برای تولید، به‌ویژه تولید صنعتی نیز دچار اختلال می‌شوند. بنابراین، نقش نفت و درآمدهای نفتی را نیز در رشد صنعتی باید در نظر گرفت.

سیاست ارزی نیز یکی از مهم‌ترین عواملی است که بر رشد تولید صنعتی اثرگذار است. سیاست‌های ارزی توان رقابت محصولات صنعتی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. اگر نرخ‌های ارز متناسب با شرایط اقتصادی، به‌ویژه نرخ تورم تعدیل نشوند، در نهایت محصولات صنعتی توان رقابت خود را از دست داده و بخش صنعت دچار مشکل می‌شود.

با توجه به این موارد به‌ویژه تأثیر درآمدهای نفتی در رشد صنعتی، می‌توان به الگویی اشاره کرد که صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۱۳) معرفی کردند که در آن تأثیر شوک‌های نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، از جمله تولید الگوسازی شده است. بر این اساس، تولید در اقتصادهای نفتی را می‌توان به صورت زیر الگوسازی کرد:

$$y_t = f(e_t, Oil_t, Z_t) + \varepsilon_t$$

که در آن y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی، e_t لگاریتم نرخ ارز حقیقی، Oil_t لگاریتم صادرات نفت و گاز، Z_t سایر عوامل از جمله رشد فناوری و ε_t عوامل تصادفی است. بر این اساس، رشد اقتصادی در ایران را می‌توان به‌عنوان تابعی از سیاست ارزی، درآمدهای نفتی و رشد فناوری در نظر گرفت. رشد فناوری به‌ویژه برای بخش صنعت و معدن اهمیت بیشتری دارد ازاین‌رو به نظر می‌رسد که یافتن شاخصی برای لحاظ کردن آن در الگو اهمیت زیادی دارد، به‌ویژه اینکه بخش عمده رشد فناوری در کشورهایی نظیر ایران از خارج به داخل منتقل می‌شود.

با توجه به این عوامل می‌توان عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت را به صورت زیر در نظر گرفت:

Vaa=f(I, OIL, RER, CAP)

در این رابطه *Vaa* ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، *I* تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش صنعت و معدن، *OIL* صادرات نفت و گاز ، *RER* نرخ ارز حقیقی و *CAP* واردات کالاهای سرمایه‌ای است.

در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری صنعتی با این منطق صورت گرفته است که سرمایه‌گذاری ظرفیت‌های تولید در بلندمدت را تعیین می‌کند. درآمدهای نفتی نیز با توجه به نقش تأثیرگذار نفت در اقتصادهای نفتی مانند ایران در نظر گرفته شده است. نرخ ارز حقیقی نیز با توجه به تأثیر سیاست‌های ارزی در الگو لحاظ شده‌اند. واردات کالاهای سرمایه‌ای نیز به‌عنوان نماینده و جانشین انتقال فناوری از طریق تجارت خارجی در نظر گرفته شده است، که نشانگر نقش تأثیرگذار این نوع از واردات در ظرفیت‌سازی اقتصادی در بلندمدت است (Fukumoto, 2012; Gozgor, 2014). درواقع مطالعات نشان داده است که یک ارتباط قوی بین سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات و رشد اقتصادی وجود دارد (DeLong and Summers, 1991). تجارت خارجی به کشورهای درحال توسعه امکان دسترسی به ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای با کیفیت بهتر و متنوع‌تری را می‌دهد. درواقع تجارت خارجی مسیر عمده انتقال نوآوری‌های فنی به کشورهای درحال توسعه است (Trejos and Barboza, 2015).

۲-۲. مطالعات داخلی

در زمینه بخش صنعت و تأثیر عوامل مختلف بر آن مطالعات مختلفی انجام شده است، اما در هر یک از این مطالعات بر برخی از عوامل مؤثر بر بخش صنعت و معدن اشاره شده است. در مطالعات داخلی عواملی همچون نرخ ارز حقیقی، سرمایه‌گذاری صنعتی و سیاست‌های دولت از جمله مالی و پولی به‌عنوان عوامل مؤثر بر ارزش افزوده این بخش در نظر گرفته شده است. با این حال، مطالعات اندکی وجود دارد که به تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بپردازند. این موضوعی است که در مقاله حاضر علاوه بر سایر متغیرهای تأثیرگذار در بخش صنعت، به آن اشاره خواهد شد. در ادامه به برخی از این مطالعات به‌عنوان نمونه اشاره می‌شود.

ایزدی و ایزدی (۱۳۸۷) اثر نوسانات نرخ ارز و انحراف آن از مسیر تعادلی بر ارزش افزوده بخش صنعت را طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸ بررسی کرده‌اند. یافته آنها نشان می‌دهد که انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی تأثیر منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد.

موسوی، محمدی و اکبری (۱۳۸۹) نیز نقش سیاست‌های مالی دولت در دو بخش کشاورزی و صنعت را با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی برداری با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج آنها نشان داد که رابطه علی از سوی مخارج دولت به سمت ارزش افزوده می‌باشد، یعنی مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت اثر مثبت دارد. همچنین، در کوتاه‌مدت مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش صنعت، صادرات و سرمایه گذاری بر ارزش افزوده همین بخش تأثیری مثبت و معنادار دارند.

صمصامی و امیرجان (۱۳۹۰) نیز به نقش تسهیلات بانکی در ارزش افزوده بخش صنعت و معدن اشاره می‌کنند. آنها نشان دادند که تسهیلات بانکی از مسیر افزایش سرمایه‌گذاری بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن مؤثر است. بر این اساس، به طور متوسط، کشش تولید این بخش نسبت به تسهیلات بانکی برای سرمایه‌گذاری ثابت و سرمایه در گردش به‌ترتیب برابر با ۵ درصد و ۱۴ درصد است.

خلیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۲) نیز به نقش درآمدهای نفتی اشاره کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی با گذاشتن تأثیر مستقیم بر نرخ ارز واقعی و نرخ تورم داخلی، به‌طور غیرمستقیم موجب تأثیر منفی بر ارزش افزوده در بخش صنعت می‌شود.

کریمی موغاری، زبیری و نادمی (۱۳۹۳) نیز به تأثیر سیاست ارزی بر ارزش افزوده بخش صنعت پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کاهش نرخ واقعی ارز آثار متفاوتی در زیربخش‌های مختلف صنعت داشته است، به‌گونه‌ای که صنایعی که به مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای خارجی وابستگی شدیدی داشته‌اند از این سیاست بهره برده‌اند و در مقابل صنایعی که به مواد اولیه خارجی وابستگی کمتری داشته‌اند به سمت نابودی کشانده شده‌اند.

۳-۲. مطالعات خارجی

مطالعات خارجی در زمینه رشد بخش صنعت بسیار گسترده است و در آن به نقش عوامل

متعددی پرداخته شده است. در اکثر این مطالعات، به غیر از عوامل معمول مانند سیاست ارزی و سرمایه‌گذاری، توجه زیادی به اهمیت دانش و نوآوری و نیز نقش نهادها در رشد ارزش افزوده به‌ویژه در بخش صنعت کشورها شده است. در این بخش به‌طور خلاصه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

فوستر[1] (۲۰۰۸) در بررسی رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی چندک[2] برای ۷۵ کشور در طول دوره ۲۰۰۳-۱۹۶۰ به این نتیجه رسیدند که تفاوت‌های معناداری در اثرگذاری تجاری بر رشد اقتصادی وجود دارد و منفعت کمی از آزادسازی تجاری بر نرخ‌های رشد تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. نتایج همچنین پیشنهاد می‌دهند که در این کشورها اگر چه در کوتاه‌مدت تأثیرات منفی آزادسازی را متحمل می‌شوند، اما اغلب در بلندمدت منافع لازم را به‌دست می‌آورند.

تسینگ[3] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی در دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ به بررسی اثر تحقیق و توسعه داخلی و تکنولوژی‌های وارداتی بر تولید ۲۱۹ شرکت الکتریکی تایوان پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که R&D داخلی، فروش ارزش افزوده صنایع مورد مطالعه را به طور مثبت و معنادار تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما واردات تکنولوژی دارای تأثیر معنادار بر ارزش افزوده نیست.

فیو، پیتر بلی و سویت[4] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی نقش نوآوری‌های بومی و خارجی[5] در تغییرات فناوری اقتصادهای نوظهور برای دوره ۲۰۰۷- ۱۹۹۰ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که با وجود افزایش یکپارچگی اقتصادی بین‌المللی (جهانی‌سازی)، منافع حاصل از فناوری خارجی زمانی مؤثر واقع می‌شود که این فناوری‌ها در راستای تأثیرات نوآوری داخلی، نهادهای داخلی و ساختارهای حکومتی باشد. به این معنا که تغییرات فناوری از بخش تقاضا نشئت می‌گیرند و به مفید بودن ایده‌های جدید بستگی دارند. بنابراین تأثیرات نوآوری بومی و خارجی (تأثیرات بخش عرضه و تقاضای ایده‌ها) بر فناوری، مکمل همدیگر هستند.

---

1. Foster
2. Quantile Regression Methods
3. Tseng
4. Fu, Pietrobelli and Soete
5. Indigenous and Foreign Innovation Efforts

برنت، وان بیزبروک و زانگ[1] (۲۰۱۲) نیز به نقش نوآوری و دانش در رشد بنگاه‌های صنعتی در چین اشاره می‌کنند. آنها به این نتیجه رسیدند که رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد بخش صنعت در چین اهمیتی بیشتر از افزایش نهاده‌های تولید داشته است.

آلمیدا و فرناندس[2] (۲۰۱۳) در مطالعه خود به رشد بنگاه‌های صنعتی و نقش تنوع فعالیت‌ها و نحوه استقرار خوشه‌های صنعتی در رشد بهره‌وری و رشد ارزش افزوده بخش صنعت در شیلی پرداختند. چانگ، اندرون و کون[3] (۲۰۱۴) به اهمیت نقش توانمندی‌های مولد، نهادها و سیاست‌های دولت در تحقق رشد و اشتغال صنعتی اشاره می‌کنند.

بنرجی و روی[4] (۲۰۱۴) با استفاده از روش همجمعی ARDL[5] به بررسی اهمیت سرمایه انسانی، پیشرفت فناوری و تجارت در توضیح رشد بلندمدت هند طی دوره ۱۹۵۰–۲۰۱۰ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که قابلیت‌های تکنولوژی داخلی و اثرات جانبی فناوری خارجی[6] نیروهای مهمی در تعیین رشد بلندمدت هستند. با این وجود سرمایه انسانی انسانی مهم‌ترین عامل مؤثر بر رشد بلندمدت بوده است. تجارت نیز نقش تسهیل‌کننده‌ای را در دسترسی به مرز فناوری جهانی که به شکل دانش نهفته در کالاهاست، ایفا می‌کند. این یافته‌ها با ادبیات مدل‌های رشد درون‌زای جدید سازگاری دارد.

در مجموع مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهند که عواملی مانند سیاست ارزی، سرمایه‌گذاری و انتقال دانش و فناوری جدید نقش مهمی در افزایش ارزش افزوده بخش صنعت کشورها دارد. در کشورهایی مانند ایران به دلیل اهمیت درآمدهای نفتی، نقش مهمی در شکل‌گیری ارزش افزوده صنعتی دارد. این نقش هم از منظر افزایش درآمدهای دولت و افزایش بودجه‌های عمرانی که می‌تواند موجب تسهیل سرمایه‌گذاری شود، اهمیت دارد، و هم از این منظر که بخش بزرگی از فعالیت‌های صنعتی در ایران ارتباط مستقیمی با بخش نفت و گاز دارند. این موضوع در بخش‌های بعدی مقاله بیشتر بررسی می‌شود. البته درآمدهای نفتی اثر منفی نیز از ناحیه سیاست ارزی و بیماری هلندی بر بخش صنعت خواهند

---

1. Brant, Van Biesebroeck and Zhang
2. Almeida and Fernandes
3. Chang, Andreoni and Kuan
4. Banerjee and Roy
5. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
6. Foreign Technology Spillovers

داشت که اثر خالص آن نیازمند برآورد اقتصادسنجی است و در این مقاله به آن پرداخته شده است.

۳. الگو و روش‌شناسی تحقیق

الگوی تحقیق در این مقاله تلفیقی است از الگوی استفاده شده توسط صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۱۴) و سایر مطالعاتی که در بخش مروری بر ادبیات به آنها اشاره گردید. صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۱۳) الگویی را معرفی کردند که در آن تأثیر شوک‌های نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، از جمله تولید، الگوسازی می‌کند. بر این اساس، تولید در اقتصاد ایران را می‌توان به صورت زیر الگوسازی کرد:

$$y_t = f(e_t, Oil_t, Z_t) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی، e_t لگاریتم نرخ ارز حقیقی، Oil_t لگاریتم صادرات نفت و گاز، Z_t سایر عوامل از جمله رشد فناوری و ε_t عوامل تصادفی است. بر این اساس، رشد اقتصادی در ایران را می‌توان به‌عنوان تابعی از سیاست ارزی، درآمدهای نفتی و رشد فناوری در نظر گرفت. رشد فناوری به‌ویژه برای بخش صنعت و معدن اهمیت بیشتری دارد از این رو به نظر می‌رسد که یافتن شاخصی برای لحاظ کردن آن در الگو اهمیت زیادی دارد، به‌ویژه اینکه بخش عمده رشد فناوری در کشورهایی نظیر ایران از خارج به داخل منتقل می‌شود. در زمینه تبدیل لگاریتمی متغیرها باید گفت که استفاده از شکل لگاریتمی متغیرها مزیت‌های زیادی دارد که در منابع اقتصادسنجی به آنها اشاره شده است. استفاده از شکل لگاریتمی سبب هموارتر شدن داده‌ها شده و تفسیر ضرایب به صورت «درصد تغییرات» یا کشش را امکان‌پذیر می‌کند (Lütkepohl and Kratzig, 2004). ضمن اینکه در کاربرد داده‌های سری زمانی معمولاً از تبدیلات لگاریتمی به این دلیل استفاده می‌شود که به غیر از مزیت‌های فوق، در صورت نامانا بودن متغیرها و استفاده از تفاضل مرتبه اول آنها، این تفاضلات، تفسیر نرخ رشد را خواهند داشت که در نظریات اقتصادی و تفاسیر رگرسیون‌ها قابلیت کاربرد بهتری دارد (Enders, 2014).

با توجه به اینکه هدف از این مقاله بررسی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در بلندمدت است، لذا روش مناسب برای بررسی این موضوع، استفاده از

روش‌شناسی همجمعی[1] است. ایده اساسی در مفهوم همجمعی این است که اگرچه متغیرهای مورد استفاده در اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان نامانا هستند، با این حال، می‌توان ترکیبی از این متغیرها یافت که این ترکیب مانا بوده و از آن به‌عنوان رابطه همجمعی و یا رابطه بلندمدت تفسیر می‌شود. چارچوب متداول برای تحلیل متغیرهای نامانا و درعین‌حال همجمعی عبارت است از روش برآورد یوهانسن ـ جوسلیوس (Johansen-Juselius, 1990). در این رویکرد، یک الگوی خودرگرسیونی‌برداری شامل رابطه بلندمدت و مکانیسم تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

$$Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \, \Delta Y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطه بالا، Y_t بردار متغیرهای درونزا، x_t بردار متغیرهای برونزا و B نیز ماتریس ضرایب این متغیرها، Γi ماتریس ضریب متغیرهای با وقفه که پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو را نشان می‌دهد و Π ماتریس‌های ضرایب متغیرهای هم‌انباشته یا بخش بلندمدت الگو بوده و ε_t نیز بردار شوک‌های تصادفی هستند. می‌توان ماتریس Π را به صورت $\Pi = \alpha\beta'$ تجزیه کرد که در آن β ماتریس ضرایب بلندمدت بوده و α نیز ماتریس حاوی ضرایب تعدیل می‌باشد که بخش بلندمدت الگو را به پویایی‌های کوتاه‌مدت آن مرتبط می‌سازد (Lütkepohl, 2007). الگوی فوق به الگوی تصحیح خطای برداری[2] معروف است. در این الگو تعیین تعداد روابط بلندمدت که همان سطرهای ماتریس β می‌باشد، اهمیت دارد. این امر از طریق آزمون همجمعی صورت می‌پذیرد. بررسی اینکه چه تعداد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد، از طریق آزمون همجمعی صورت می‌گیرد. دو آزمون متداول برای این کار عبارتند از آزمون اثر،[3] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[4]. قبل از انجام آزمون، باید الگوی خودرگرسیونی (VAR) با تعداد وقفه مناسب برآورد شود تا مبنای آزمون‌های همجمعی باشد. در صورت وجود حداقل یک بردار بلندمدت، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شود که در آن، علاوه بر بردار یا بردارهای بلندمدت، پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز قابل استخراج است.

---

1. Co-integration
2. Vector Error Correction Model (VECM)
3. Trace Test
4. Maximum Eigenvalue Test

۱-۳. آزمون مانایی متغیرهای مدل

داده‌های مطالعه همگی سالانه بوده و دامنه زمانی بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۳ را پوشش می‌دهند.[۱] در تهیه داده‌ها از آمار سری زمانی بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی مرکز آمار ایران استفاده شده است. با توجه به اینکه اکثر داده‌های اقتصاد کلان در سطح نامانا هستند، لذا در اینجا نیز بررسی مانایی و نامانایی داده‌های تحقیق اهمیت دارد. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌شود. در اینجا از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[۲] استفاده شده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد ADF برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	آزمون ADF در سطح		آزمون ADF در تفاضل مرتبه اول		نتیجه آزمون ADF
	آماره	P_VALUE	آماره	P_VALUE	
Log(VAA)	-۰/۳۸	۰/۹۸	-۵/۳۹	۰/۰۰	I(1)
Log(E*PUS/P)	-۱/۸۴	۰/۳۶	-۴/۱۴	۰/۰۰	I(1)
Log (CAP/OIL)	-۰/۹۶	۰/۹۴	-۸/۰۵	۰/۰۰	I(1)
LOG(OIL)	۰/۷۸	۰/۸۸	-۷/۹۱	۰/۰۰	I(1)
LOG(I)	-۳/۱۶	۰/۱۱	-۵/۵۵	۰/۰۰	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نتایج بررسی ریشه واحد متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که لگاریتم متغیرهای ارزش افزوده صنعت و معدن، صادرات نفت و گاز، واردات کالاهای سرمایه‌ای، نرخ ارز حقیقی و سرمایه‌گذاری صنعتی همگی ریشه واحد دارند. شایان ذکر است همه این متغیرها در سطح مانا نیستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. متغیر سرمایه‌گذاری در سطح دارای ریشه واحد نیست اما در تفاضل مرتبه اول دارای ریشه واحد است. با توجه به اینکه همه متغیرهای الگو در سطح نامانا هستند، لذا استفاده از روش‌های برآورد سنتی حداقل مربعات به دلیل اینکه مبتنی بر فرض مانایی

---

۱. مرجع داده‌ها همگی از سایت بانک مرکزی و نیز نشریه *نماگرهای اقتصادی* است که این بانک به‌طور ادواری منتشر می‌کند.

2. Augmented Dicky Fuller

متغیرهاست، نامناسب خواهد بود. همچنین با توجه به I(1) بودن همه متغیرهای تحقیق، روش همجمعی یوهانسن برای برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو پیشنهاد می‌شود.

۲-۳. نتایج برآورد مدل

در ابتدا الگوی خودرگرسیونی برداری (VAR) با تعداد وقفه مناسب برای انجام آزمون همجمعی برآورد شد. در یک مدل VAR تشخیص وقفه بهینه از اهمیت زیادی برخوردار است تا بتوان اطمینان حاصل کرد که جملات خطا فرضیات کلاسیک را دارا می‌باشند. با توجه به کم بودن تعداد مشاهدات، جهت تعیین وقفه بهینه برای این الگو از معیارهای شوارتز (SC)[1] بهره گرفته شده است. بر این اساس، الگوی خودرگرسیونی برداری که مبنای آزمون همجمعی قرار گرفت و براساس محاسبات جدول ۲ و بر پایه معیار شوارتز تعداد وقفه بهینه در مدل برآوردی VAR یک است.

جدول۲. تعیین وقفه بهینه برای الگوی VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LOG(VAA) LOG(OIL) LOG(E*PUS/P) LOG(CAP/OIL) LOG(I)						
Exogenous variables: DUM1						
Date: 12/04/16 Time: 10:59						
Sample: 1352 1393						
Included observations: 42						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-218.8587	NA	0.090059	11.78204	11.99751	11.85870
1	101.4315	539.4361	1.62e-08	-3.759551	-2.466719*	-3.299571*
2	128.4534	38.39957	1.57e-08	-3.865967	-1.495777	-3.022672
3	161.2013	37.91862*	1.27e-08	-4.273751	-0.826202	-3.047139
4	195.3643	30.56689	1.19e-08*	-4.756014*	-0.231105	-3.146086
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

مأخذ: همان.

1. Schwarzs Bayesian Criterion (SC)

با توجه به اینکه نتایج برآوردی VAR که وقفه بهینه ۱ انتخاب شد برای مدل تصحیح خطا (VECM) تعداد وقفه بهینه صفر در نظر گرفته شد. سپس آزمون‌های همجمعی برای الگوی مورد بررسی انجام شد. نتایج آزمون همجمعی حاکی از این است که براساس آزمون اثر فرضیه وجود بیش از یک رابطه همجمعی رد نشد (یعنی حداقل دو رابطه بلندمدت) و فرضیه مقابل آن که وجود حداقل یک رابطه همجمعی است، تأیید شده است.

جدول ۳. آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه صفر مبنی‌بر تعداد بردارهای هم‌انباشته	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح خطای نوع اول ۵ درصد	سطح احتمال آزمون
صفر *	۱۰۷/۹۳۷۶	۶۹/۸۱۸۸۹	۰/۰۰۰۰
حداکثر ۱ بردار *	۵۰/۸۲۸۷۲	۴۷/۸۵۶۱۳	۰/۰۲۵۶
حداکثر ۲ بردار	۲۳/۵۸۵۰۲	۲۹/۷۹۷۰۷	۰/۲۱۸۵
حداکثر ۳ بردار	۹/۶۴۳۴۲۸	۱۵/۴۹۴۷۱	۰/۳۰۹۲
حداکثر ۴ بردار	۲/۸۸۷۰۸۳	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۰۸۹۳

* نشان‌دهنده معناداری آماره در سطح خطای ۵ درصد است.

مأخذ: همان.

با توجه به آزمون‌های انجام شده، وجود حداقل یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود. بر این مبنا، خروجی برآورد مدل VECM برای دوره مورد بررسی به شرح زیر است:

جدول ۴. خروجی برآورد مدل VECM

Vector Error Correction Estimates					
Date: 12/04/16 Time: 10:52					
Sample (adjusted): 1352 1393					
Included observations: 42 after adjustments					
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
LOG(VAA(-1))	1.000000				
LOG(OIL(-1))	-0.146056				
	(0.05639)				
	[-2.58990]				
LOG(E(-1)*PUS(-1)/P(-1))	-0.134583				

Vector Error Correction Estimates					
Date: 12/04/16 Time: 10:52					
Sample (adjusted): 1352 1393					
Included observations: 42 after adjustments					
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]					
	(0.06667)				
	[-2.01852]				
LOG(CAP(-1)/OIL(-1))	-0.118604				
	(0.06174)				
	[-1.92098]				
LOG(I(-1))	-0.271686				
	(0.05359)				
	[-5.06957]				
@TREND(38)	-0.046095				
	(0.00318)				
	[-14.5005]				
C	-4.551603				
Error Correction:	D(LOG(VAA))	D(LOG(OIL))	D(LOG(E*PUS/P))	D(LOG(CAP/OIL))	D(LOG(I))
CointEq1	-0.316876	-0.388728	0.542431	1.195645	-0.389390
	(0.10623)	(0.65920)	(0.26107)	(0.76942)	(0.45484)
	[-2.98302]	[-0.58970]	[2.07774]	[1.55396]	[-0.85610]
C	0.083377	0.030585	-0.019730	0.084765	0.071344
	(0.01071)	(0.06648)	(0.02633)	(0.07759)	(0.04587)
	[7.78294]	[0.46006]	[-0.74938]	[1.09242]	[1.55534]
DUM1	-0.124602	-0.033399	0.159555	-0.292430	-0.294666
	(0.02089)	(0.12963)	(0.05134)	(0.15130)	(0.08944)
	[-5.96505]	[-0.25765]	[3.10797]	[-1.93277]	[-3.29450]

مأخذ: همان.

با توجه بر خروجی نتایج مدل رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در جدول زیر آمده است.

جدول ۵. نتایج برآورد رابطه بلندمدت بین ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و متغیرهای اثرگذار بر آن

نام متغیر	LOG(VAA)	LOG(OIL)	LOG(E*PUS/P)	LOG(CAP/OIL)	LOG(I)	@TREND(42)	C
ضریب	۱	-۰/۱۴۶۰۵۶	-۰/۱۳۴۵۸۳	-۰/۱۱۸۶۰۴		-۰/۰۴۶۰۹۵	-۴/۵۵۱۶۰۳
نسبت t	-	[-۲/۵۸۹۹۰]	[-۲/۰۱۸۵۲]	[-۲/۹۲۰۹۸]	[-۵/۰۶۹۵۷]	[-۱۴/۵۰۰۵]	-

مأخذ: همان.

در جدول ۵ متغیرها همگی به صورت لگاریتمی بیان شده‌اند که با نماد LOG در آن قابل مشاهده است. استفاده از شکل لگاریتمی در تحقیقات اقتصادسنجی این مزیت را دارد که ضرایب به صورت کشش تفسیرپذیر خواهند بود. قبل از تفسیر ضرایب باید توجه کرد که متغیرها بر حسب ارزش افزوده بخش صنعت نرمال شده‌اند، لذا برای علامت ضرایب در تفسیر به صورت قرینه علائم در جدول ۵ تفسیر می‌شوند، چرا که برای تفسیر معمول این معادله همه متغیرها به جز لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت به سمت دیگر معادله منتقل می‌شوند. همان‌طور که نسبت‌های t نشان می‌دهند، تمامی ضرایب معنادار هستند.

با توجه به نتایج برآورد مدل در جدول بالا ملاحظه می‌شود که ضریب صادرات نفتی ۰/۱۴ به‌دست آمده است، به این معنا که با افزایش ۱۰۰ درصدی درآمدهای نفتی در بلندمدت، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن ۱۴ درصد رشد می‌کند. این نتیجه می‌تواند هم از حیث فراهم شدن منابع لازم برای ظرفیت‌سازی بخش صنعت توسط دولت باشد، و هم ازاین‌حیث که ارزش افزوده بخش صنعت در ایران به درآمدهای بخش نفت و گاز وابسته است و با آن ارتباط مستقیمی دارد. همان‌طور که از نمودار ۳ مشخص است، صنایع شیمیایی و صنایع پالایشگاهی بخش عمده‌ای از صنعت ایران را تشکیل می‌دهند که طبعاً با افزایش صادرات نفتی بخشی از عواید این درآمدها نیز نصیب آن می‌شود و در مجموع بخش صنعت و معدن از این موضوع منتفع می‌شوند.

ضریب نرخ ارز حقیقی در نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که اگر نرخ ارز حقیقی افزایش ۱۰۰ درصدی پیدا کند، ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۱۳ درصد رشد می‌کند. همان‌طور که بیان شد، نرخ ارز حقیقی عبارت است از نرخ ارز اسمی ضربدر نسبت شاخص قیمت مصرف‌کنندگان در آمریکا تقسیم بر شاخص مذکور در ایران. بنابراین نرخ ارز حقیقی رابطه معکوسی با نرخ تورم داخلی دارد. از این رو، اگر با ثابت بودن تورم خارجی، قیمت‌های داخلی به میزان ۱۰۰ درصد افزایش یابد، و در صورتی که دولت نرخ ارز اسمی را برای تعدیل آثار تورمی افزایش ندهد، ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۱۳ درصد کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد که سیاست ارزی بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیرگذار است و در صورتی که سیاست ارزی مناسبی اتخاذ نشود، در بلندمدت رشد صنعتی دچار آسیب خواهد شد.

نتایج برآورد نسبت واردات کالاهای سرمایه‌ای به درآمدهای نفتی نشان می‌دهند که با افزایش ۱۰۰ درصدی در این نسبت، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به میزان ۱۱/۸ درصد افزایش می‌یابد. این موضوع می‌تواند میزان تأثیرگذاری استفاده از واردات کالاهای سرمایه‌ای شامل دستگاه‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات مدرن و به‌روز را در بخش صنعت نشان دهد.

در نهایت متغیر مهمی که در نتایج برآورد مدل در جدول ۵، بیش از سایر متغیرها اثرگذار بود، سرمایه‌گذاری صنعتی است. ضریب سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که ۱۰۰ درصد افزایش در سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن در بلندمدت موجب افزایش ۲۷ درصدی در ارزش افزوده بخش صنعت و معدن می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاری صنعتی رابطه بسیار تنگاتنگی با تولید صنعتی در ایران دارد. هر سیاستی که موجب شود سرمایه‌گذاری‌های صنعتی کاهش یابند، در نهایت باعث می‌شود که با ضریب ۲۷ درصدی ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و در نهایت رشد صنعتی آسیب ببینند.

همان‌طور که در نمودار ۴ ملاحظه شد، نرخ رشد بالقوه بخش صنعت و معدن در ایران از سال‌های میانه دهه ۱۳۸۰ کاهش یافته است که در نهایت کاهش رشد محقق شده بخش صنعت را در بلندمدت به دنبال داشته است. شاید بتوان بخشی از این کاهش رشد بالقوه بخش صنعت را به کاهش رشد سرمایه‌گذاری در این بخش نسبت داد. براساس آمارهای بانک مرکزی، بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن به طور متوسط سالانه ۱۰/۵ درصد رشد کرده است، این در حالی است که همین متغیر در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ رشد منفی و به میزان متوسط سالانه ۵/۵- درصد را تجربه کرده است. البته اگر سال ۱۳۹۱ را که به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی سبب کاهش شدید سرمایه‌گذاری در کل اقتصاد ایران شد را در نظر نگیریم، رشد متوسط سالانه سرمایه‌گذاری بخش صنعت و معدن تنها ۱/۴ درصد می‌باشد که بسیار اندک است. به همین دلیل بسیار طبیعی است که شاهد باشیم رشد بالقوه بخش صنعت (که در واقع ظرفیت آن را نشان می‌دهد) در همین دوران روندی نزولی را طی کرده باشد.

با توجه به فقدان ثبات سیاسی (انقلاب و جنگ تحمیلی و تحریم‌های بین‌المللی) در

بخشی از سال‌های دوره مورد بررسی، یک متغیر دامی(DUM1) به‌عنوان متغیر برونزا به مدل اضافه شد که به ازای سال‌های جنگ تحمیلی (۱۳۵۸-۱۳۵۷)، سال‌های جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹) و تشدید تحریم‌ها (۱۳۹۲-۱۳۹۱) عدد یک مقداردهی شد و برای بقیه سال‌ها نیز صفر در نظر گرفته شده است. با توجه به خروجی مدل در جدول ۵ علامت ضرایب متغیر دامی در مدل با انتظارت تئوریکی کاملاً سازگار است.

لازم به ذکر است که آزمون نرمال بودن پسماندهای رگرسیون (جدول ضمائم) هم برای معادله VAR اولیه که مبنای آزمون بوده است و هم برای الگوی VECM انجام شد که نتایج حاصل از آن نشان می‌دهند که فرضیه صفر مبنی بر اینکه چولگی و کشیدگی پسماندها در هر دو الگو مشابه با توزیع نرمال است، رد نشد. آزمون نرمال بودن یکی از آزمون‌هایی است که به نوعی نشان‌دهنده تصریح مناسب الگوست.

نتایج آزمون پورت‌مانتئو[1] برای خودهمبستگی پسماندها (جدول ضمائم) نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر و تأیید نبود خودهمبستگی پسماندهای مدل است. نتایج آزمون همبستگی سریالی نیز نشان‌دهنده نبود همبستگی سریالی بین پسماندهای مدل بوده است. همچنین نتایج آزمون وایت برای بررسی ناهمسانی واریانس نیز گویای تأیید فرضیه صفر و عدم ناهمسانی واریانس می‌باشد.

۴. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهند افزایش ۱۰۰ درصدی در سرمایه‌گذاری صنعتی و معدنی در بلندمدت موجب افزایش ۲۷ درصدی در ارزش افزوده بخش صنعت و معدن می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاری صنعتی رابطه بسیار تنگاتنگی با تولید صنعتی در ایران دارد و در مقایسه با دیگر متغیرهای اثرگذار در مدل، تأثیرات بزرگ‌تری (حدود دو برابر) در ارزش افزوده بخش صنعت و معدن دارد که با انتظارات تئوریکی و حساسیت بالای فعالیت‌های صنعتی با ارزش افزوده بالا نیز کاملاً سازگار است. بنابراین هر سیاستی که موجب شود سرمایه‌گذاری‌های صنعتی کاهش یابند، در نهایت باعث می‌شود که تولید صنعتی با ضریب

1. Portmanteau Test

۲۷ درصدی دچار افول گردد که این امر به‌تبع عواقب کاهش رشد صنعتی را همراه خواهد داشت.

با افزایش ۱۰۰ درصدی درآمدهای نفتی در بلندمدت، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن ۱۴ درصد رشد می‌کند. این موضوع می‌تواند هم از حیث فراهم شدن منابع لازم برای ظرفیت‌سازی بخش صنعت توسط دولت تحلیل شود و هم از این حیث که ارزش افزوده بخش صنعت در ایران به درآمدهای نفت و گاز وابسته است و با آن ارتباط مستقیمی دارد.

براساس یافته‌های مطالعه؛ اگر نرخ ارز حقیقی افزایش ۱۰۰ درصدی پیدا کند، ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۱۳درصد رشد می‌کند. نرخ ارز حقیقی رابطه معکوسی با نرخ تورم داخلی دارد ازاین‌رو، اگر با ثابت بودن تورم خارجی، قیمت‌های داخلی به میزان ۱۰۰ درصد افزایش یابد و در صورتی که دولت نرخ ارز اسمی را برای تعدیل آثار تورمی افزایش ندهد، ارزش افزوده بخش صنعت به میزان ۱۳ درصد کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد که سیاست ارزی تا چه میزان بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن تأثیرگذار است و در صورتی که سیاست ارزی مناسبی اتخاذ نشود، در بلندمدت رشد صنعتی آسیب خواهد دید.

همچنین با افزایش ۱۰۰ درصدی در واردات کالاهای سرمایه‌ای، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به میزان ۱۱/۸ درصد افزایش می‌یابد. این موضوع می‌تواند میزان تأثیرگذاری نوسازی تجهیزات و ماشین‌آلات و اصلاح فرایندهای تولید را از طریق اثرگذاری بر افزایش راندمان تولید، کاهش هزینه‌های سربار ناشی از ماشین‌آلات فرسوده و افزایش راندمان انرژی و غیره را در بخش صنعت کشور نشان دهد.

در نتیجه‌گیری نهایی این مطالعه باید گفت که کاهش سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن، کاهش درآمدهای نفتی، ترکیبی از سیاست‌های نامناسب ارزی، تحریم‌های اقتصادی و کاهش دسترسی به ماشین‌آلات و تجهیزات به‌روز از طریق بازارهای بین‌المللی به‌ترتیب مهم‌ترین عوامل مؤثر در کاهش توان بالقوه بخش صنعت و معدن در دستیابی به اهداف رشد صنعتی در ایران طی سال‌ها و دهه‌های اخیر بوده است. بنابراین، اصلاح سیاست ارزی، رفع موانع کسب و کار، افزایش تعامل با بازارهای بین‌المللی و سایر سیاست‌های انگیزشی برای افزایش سرمایه‌گذاری و تولید در بخش صنعت و معدن می‌تواند به افزایش رشد صنعتی در افق آینده منتج شود.

ضمائم

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 12/04/16 Time: 10:57
Sample: 1352 1393
Included observations: 42

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	27.20762	0.9876	27.94296	0.9836	46
2	55.68400	0.9090	58.00137	0.8662	71
3	82.90316	0.8272	87.55359	0.7190	96
4	112.1907	0.7045	120.2867	0.5012	121
5	136.1058	0.7100	147.8254	0.4422	146
6	154.6043	0.8106	169.7923	0.5117	171
7	176.9462	0.8318	197.1791	0.4629	196
8	201.6992	0.8197	228.5329	0.3498	221
9	235.2132	0.6785	272.4479	0.1186	246
10	252.1547	0.7882	295.4398	0.1473	271

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms					
Date: 12/04/16 Time: 10:58					
Sample: 1352 1393					
Included observations: 42					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
60.04194	60	0.4742			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,33)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.058489	0.512513	0.7269	2.222591	0.6949
res2*res2	0.271219	3.070278	0.0296	10.30633	0.0356
res3*res3	0.049083	0.425840	0.7889	1.865170	0.7605
res4*res4	0.126664	1.196540	0.3307	4.813246	0.3070
res5*res5	0.074791	0.666907	0.6195	2.842070	0.5846
res2*res1	0.110119	1.020899	0.4109	4.184508	0.3816
res3*res1	0.151756	1.475974	0.2318	5.766725	0.2173
res3*res2	0.090251	0.818435	0.5227	3.429536	0.4887
res4*res1	0.128414	1.215508	0.3229	4.879750	0.2999
res4*res2	0.289943	3.368781	0.0204	11.01782	0.0264

res4*res3	0.068010	0.602022	0.6638	2.584364	0.6296
res5*res1	0.111585	1.036200	0.4033	4.240226	0.3745
res5*res2	0.207722	2.163011	0.0950	7.893433	0.0956
res5*res3	0.159787	1.568938	0.2056	6.071902	0.1938
res5*res4	0.117377	1.097136	0.3742	4.460316	0.3473

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 12/04/16 Time: 10:58				
Sample: 1352 1393				
Included observations: 42				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.201753	0.257792	1	0.6116
2	-0.238780	0.361100	1	0.5479
3	0.159542	0.161207	1	0.6880
4	0.543787	1.872795	1	0.1712
5	0.190457	0.229734	1	0.6317
Joint		2.882628	5	0.7181
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.193071	0.059021	1	0.8081
2	2.847576	0.036786	1	0.8479
3	2.208427	0.992098	1	0.3192
4	3.021431	0.000727	1	0.9785
5	2.892641	0.018250	1	0.8925
Joint		1.106881	5	0.9535
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.316813	2	0.8535	
2	0.397886	2	0.8196	
3	1.153305	2	0.5618	
4	1.873522	2	0.3919	
5	0.247983	2	0.8834	
Joint	3.989509	10	0.9478	

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Date: 12/04/16 Time: 10:59		
Sample: 1352 1393		
Included observations: 42		
Lags	LM-Stat	Prob
1	31.58951	0.1702
2	32.00433	0.1579
3	34.16102	0.1045
4	32.61003	0.1411

5	25.98026	0.4087
6	19.21523	0.7867
7	22.42870	0.6109
8	28.33933	0.2925
9	44.14333	0.0105
10	17.93326	0.8452
Probs from chi-square		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

ایزدی، حمیدرضا و مریم ایزدی (۱۳۸۷). «اثرات تغییرات نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش صنعت با استفاده از مدل کوتانی»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، ش ۸۵.

بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی، شماره‌های مختلف.

خلیل‌زاده، جواد، کیومرث شهبازی، محمدرضا حلاج یوسفی و حبیب آقاجانی (۱۳۹۲). «مطالعه تأثیر افزایش درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش صنعت در ایران»، *راهبرد اقتصادی*، دوره ۲، ش ۷.

صمصامی، حسین و رضا امیرجان (۱۳۹۰). «بررسی اثر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۹، ش ۵۹.

کریمی موغاری، زهرا، هدی زبیری و یونس نادمی (۱۳۹۳). «بررسی اثر تغییرات نرخ واقعی ارز در ارزش افزوده زیربخش‌های صنعت در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، ش ۲.

مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر، سال‌های مختلف.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۴). «یک الگوی کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران (ویرایش اول)»، شماره مسلسل ۱۴۴۴۱.

موسوی، سیدنعمت‌اله، حمید محمدی و سیدمحمدرضا اکبری (۱۳۸۹). «بررسی اثرات سیاست مالی بر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت در ایران»، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۲، ش ۴.

Almeida, R. and A. Fernandes (2013). "Explaining Local Manufacturing Growth in Chile: the Advantages of Sectoral Diversity", *Applied Economics*, Vol. 45, Issue 16.

Banerjee, R. and S. Roy (2014). "Human Capital, Technological Progress and Trade: What Explains India's Long Run Growth?", *Journal of Asian Economics*, Vol. 30.

Brandt, L., J. Van Biesebroeck and Y. Zhang (2012). "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, Vol. 97, Issue 2.

Chang, H., A. Andreoni and M. Kuan (2014). "Productive Capabilities Transformation: Institutions, Linkages and Policies for Manufacturing Growth and Employment", *Policies for Manufacturing Growth and Employment*, Geneva, ILO.

Datta, B. (1952). *The Economics of Industrialization*, World Press, Calcutta.

David, P. (1985). "Clio and the Economics of QWERTY", *American Economic Review*, Vol. 75, 2.

DeLong, J. B. and L. H. Summers (1991). "Equipment and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106.

Enders, Walter (2014). *Applied Time Series Econometrics*, University of Alabama.

Esfahani, H. S., K. Mohaddes and M. H. Pesaran (2009). "Oil Export and the Iranian Economy", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 53. Issue 3.

Fajnzylber, F. (1983). *La Industrializacion Trunca de América Latina* , Editorial Nueva Imagen, Mexico.

Foster, N. (2008). "The Impact of Trade Liberalization on Economic Growth: Evidence from a Quantile Regression Analysis", *International Review for Social Sciences*, Vol. 61, Issue.

Fu, X., C. Pietrobelli and L. Soete (2011). "The Role of Foreign Technology and Indigenous Innovation in the Emerging Economies: Technological Change and Catching-up", *World Development*, 39.

Fukumoto, M. (2012). "Estimation of China's Disaggregate Import Demand Functions", *China Econ Rev*, Vol. 23.

Gozgor, G. (2014). "Aggregated and Disaggregated Import Demand in China: An Empirical Study", *Economic Modelling*, Vol. 43.

Johansen, S. and K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.

Kaldor, N. (1966). *Causes of the Slow Rate of Growth of the United Kingdom*, Cambridge University Press.

Lütkepohl Helmut and Markus Kratzig (2004). *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press.

Lütkepohl, Helmut (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York: Springer-Verlag.

Mokyr, J. (2005). "Long-Term Economic Growth and the History of Technology", in P. Aghion and S. Durlauf (eds), Handbook of Economic Growth, Amsterdam: Elsevier.

Rosenberg, N. (1994). *Exploring the Black Box: Technology, Economics and History*, Cambridge, Cambridge University Press.

Salehi Esfahani, Hadi, Kamiar Mohaddes and M. Hashem Pesaran (2014). "An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 29(1).

_____ (2013). "Oil Exports and the Iranian Economy", *The Quarterly Review of Economics and Finance*.

Trejos, S. and G. Barboza (2015). "Dynamic Estimation of the Relationship between Trade Openness and Output Growth in Asia, *Journal of Asian Economics*, 36.

Tseng, Chun-Yao (2008). "Internal R&D Effort, External Imported Technology and Economic Value Added: Empirical Study of Taiwan's Electronic Industry", *Applied Economics Journal*, Vol. 40.