

اثرات اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش صنعت: مطالعه موردی استان قم (۱۳۸۲-۱۳۹۳)

ناصر الهی^۱

استادیار اقتصاد دانشگاه مفید

رضا اللهیاری^۲

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مفید

رضا زیاری^۳

عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سمنان

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۲۱

تاریخ تأیید: ۹۵/۱۰/۰۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، تخمین اثرات اصلاح قیمت حامل‌های انرژی (به علت تصویب قانون هدفمندی یارانه‌ها) بر تابع هزینه صنایع فلزات اساسی استان قم است. این و استخراج کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع و کشش‌های جانشینی عوامل تولید از طریق تابع هزینه ترانس لوگ و با استفاده از روش اقتصادسنجی پنل دیتا می‌باشد. برای این منظور از داده‌های مرتبط با صنایع تولید فلزات اساسی استان قم که جزء صنایع انرژی‌بر می‌باشند، طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۹۳ استفاده می‌شود. قیمت نهاده انرژی، دستمرد، قیمت نهاده سرمایه (نرخ سود) و میزان تولید به عنوان متغیر مستقل برای متغیر هزینه کل (متغیر وابسته) انتخاب می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی خودی تقاضای نهاده انرژی، تقاضای نهاده نیروی کار و تقاضای نهاده سرمایه به ترتیب، $2/0$ ، $46/0$ و $13/0$ است. کشش جانشینی منفی آئن بین قیمت انرژی و تقاضای نیروی کار نشان می‌دهد که افزایش قیمت انرژی، موجب افزایش نرخ بیکاری می‌شود؛ در حالی که کشش مثبت آئن قیمت انرژی و تقاضای نهاده سرمایه نشان می‌دهد که با افزایش قیمت انرژی، سرمایه جانشین خوبی برای آن است در نتیجه بایستی در اثر افزایش قیمت انرژی، تکنولوژی تولید متحول گردد و به سمت تکنولوژی انرژی‌اندوز سرمایه‌بر سوق نماید. برای امکان پذیر شدن جانشینی، می‌بایست بسترهای مناسب نهادی، از قبیل توسعه بازار مالی و بهبود تعاملات جهانی، برای انتقال تکنولوژی فراهم گردد. واژگان کلیدی: واحدهای آسیب‌پذیر، تابع ترانس لوگ، کشش قیمتی خودی و متقاطع عوامل تولید، کشش جانشینی عوامل تولید

طبقه‌بندی موضوعی: L2, E2, D2, C5

1. Email: elahi@mofidu.ac.ir

«نویسنده مسئول»

2. Email: iranra211@gmail.com

3. Email: reziyari@gmail.com

مقدمه

پس از تکانه نفتی ۱۹۷۳ کشورهای صنعتی واردکننده نفت تلاش‌های گسترده فراوانی را در جهت بهینه‌سازی انرژی از یک سو و یافتن جانشین‌های مناسب برای انرژی فسیلی انجام داده‌اند. در بسیاری از کشورهای صادرکننده نفت، از جمله ایران، در طول سال‌های گذشته به دلیل ارزان بودن انرژی فسیلی، توجه کمی به کارایی انرژی و استفاده بهینه از آن معطوف شده است. لذا تکنولوژی تولید به سمت تکنولوژی انرژی‌بر گرایش داشته و استفاده بهینه از منابع انرژی، کمتر مورد توجه بوده است. بر این اساس آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی به طور حتم می‌تواند تأثیرات و تغییرات قابل توجهی بر تغییر تکنولوژی و همچنین تغییر متغیرهای کلان از جمله رشد و بیکاری داشته باشد و عملکرد صنایع را متأثر سازد. بنابراین شناخت این تأثیرات به خصوص در صنایع انرژی‌بر می‌تواند برای مدیریت بهتر منابع در این صنایع و کاهش آثار سوء ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی مفید واقع شود. این مقاله در صدد است که اثر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای سرمایه، نیروی کار و میزان تولید در بخش صنعت (صنایع تولید فلزات اساسی قم) بررسی کند. این بررسی در هفت بخش انجام می‌شود. بخش اول، جایگاه صنعت را در برنامه‌های توسعه کشور مورد بحث قرار می‌دهد. در بخش دوم وضعیت موجود صنعت قم را بیان می‌نماید. مروری بر ادبیات تحقیق نیز در بخش سوم ارائه می‌گردد. روش‌شناسی تحقیق در بخش چهارم آورده شده است. بخش پنجم به مدل‌سازی و استخراج نتایج می‌پردازد. نتیجه‌گیری در بخش ششم انجام شده است. در نهایت پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی در فصل هفتم ارائه گردیده است.

۱- جایگاه صنعت در کشور

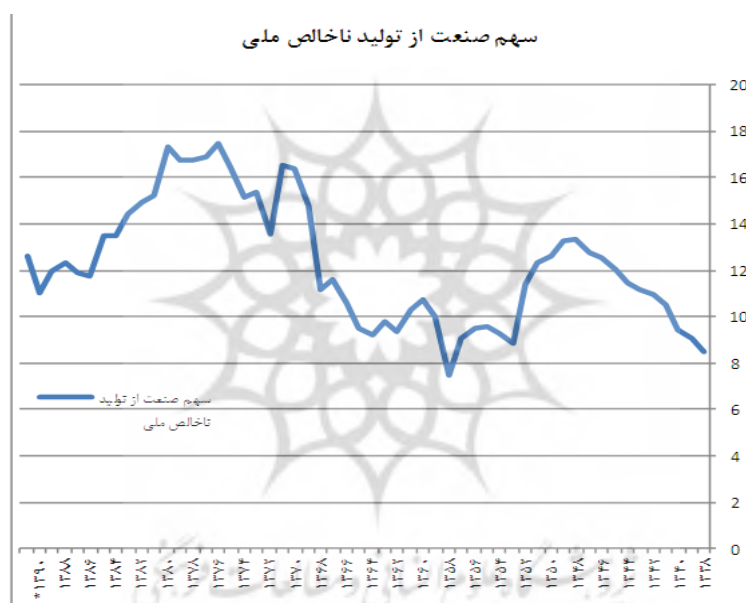
گسترش صنعت در همه برنامه‌های توسعه کشور در قبل و بعد انقلاب مورد توجه بوده است. به عنوان مثال در ماده ۲۱ قانون برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۴-۱۳۸۸) آمده است: «دولت موظف است سند ملی توسعه بخش‌های صنعت و معدن را با توجه به مطالعات استراتژی توسعه صنعتی کشور، ظرف مدت شش ماه از تاریخ تصویب این قانون با محوریت توسعه رقابت‌پذیری مبتنی بر توسعه فن‌آوری و در جهت تحقق هدف رشد تولید صنعتی و معدنی متوسط سالانه یازده و دو دهم درصد (۱۱/۲٪) و رشد متوسط سرمایه‌گذاری صنعتی و معدنی شانزده و نه دهم درصد (۱۶/۹٪)

به گونه‌ای که سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی از چهارده درصد (۱۴٪) در سال ۱۳۸۳ به شانزده و دو دهم درصد (۱۶/۲٪) در سال ۱۳۸۸ و صادرات صنعتی از رشد متوسط سالانه چهارده و هشت دهم درصد (۱۴/۸٪) برخوردار گردد تهیه و محورهای ذیل را به اجرا درآورد».

اکنون در ادامه و برای روشن‌تر شدن بحث، آمارهای مربوط به سهم بخش صنعت خدمات و نفت در تولید ناخالص ملی ارائه می‌گردد.

نمودار (۱) - سهم بخش صنعت از تولید ملی

از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱



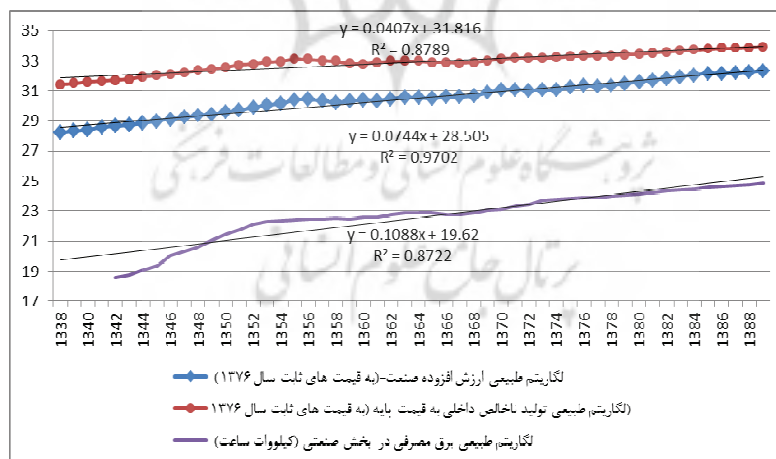
منبع: بانک مرکزی و محاسبات تحقیق

همان گونه که در نمودار ۱ ملاحظه می‌گردد بر اساس پیش‌بینی‌های برنامه چهارم توسعه باید سهم بخش صنعت از تولید ناخالص ملی در سال ۱۳۸۸ بایستی ۱۶ درصد پیش‌بینی شده بود در حالی که در عمل نه تنها این هدف محقق نشده است، بلکه سهم بخش صنعت از تولید ملی کاهش یافته و به رقمی در حدود ۱۲ درصد رسیده است. همچنین در یک نگاه کلی به آمار و ارقام ارائه شده مشخص می‌شود که با وجود اهمیت، سهم بخش صنعت از

اقتصاد ایران بر اساس قیمت‌های جاری همواره با نوسان روبرو 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 به خود اختصاص داده بود. بعد از آن سهم بخش صنعت با فراز و فرودهایی تا سال ۱۳۷۶ به ۱۸ درصد رسید که بیشترین سهم این بخش از سال ۱۳۳۸ تاکنون است. این سهم تا سال ۱۳۸۰ در همین حدود باقی ماند، اما از سال ۱۳۸۰ 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 است. البته در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ شاهد هستیم که سهم این بخش حدوداً به ۱۳ درصد رسیده است.

همان گونه که اشاره شد، وفور منابع نفتی و ارزان نسبی انرژی همواره باعث شده است که مسئله بهینه‌سازی انرژی در صنعت کمرنگ جلوه کند و صنعت در ایران با مصرف شدید انرژی گره بخورد. نمودار ۲ زیر به خوبی نشان می‌دهد که رشد متوسط برق مصرفی صنعت (۱۰/۸۸) درصد از رشد متوسط تولید ناخالص داخلی (۴/۰۷) درصد و رشد متوسط ارزش افزوده بخش صنعت (۷/۴۴) درصد به مراتب بزرگ‌تر است.

نمودار (۲) - مقایسه رشد متوسط برق مصرفی صنعت با رشد متوسط تولید ناخالص داخلی و رشد متوسط ارزش افزوده بخش صنعت



منبع: بانک مرکزی و محاسبات تحقیق

علاوه بر این، همان گونه که در جدول ۱ مشهود است، در مقیاس جهانی نیز رشد متوسط مصرف انرژی کل و سرانه در ایران بیش از جهان و حتی بیش از کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا است. این تفاوت در مقام مقایسه با آمریکا و اتحادیه اروپا بسیار جدی‌تر است. در عصری که اقتصاد دانش‌بنیان، اساس توسعه و رشد پایدار را در عبور از اقتصاد موادپر و انرژی‌پر جستجو می‌کند این تفاوت در رشد مصرف انرژی بین ایران و کشورهای صنعتی بسیار نگران‌کننده است و باید بررسی نمود که آیا هدفمندسازی یارانه‌ها تا چه حد می‌تواند در تغییر این روند مؤثر باشد. نکته قابل توجه‌تر اینکه ایران نه تنها در مسیر تأمین انرژی‌های جایگزین توفیقی نداشته است، بلکه سیری قهقرایی پیموده است و در این مسیر قهقرایی گوی سبقت را از کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا ربوده است. حال آیا هدفمندسازی یارانه‌ها می‌تواند جهت‌گیری ایران را به سمت استفاده از انرژی‌های پاک تغییر دهد؛ نیازمند بررسی‌های دقیق‌تر است.

جدول (۱): مقایسه مصرف انرژی ایران و برخی از کشورها و مناطق

انرژی‌های جایگزین (درصد از کل انرژی)	سرانه (معادل کیلو گرم نفت)			کل (معادل هزار تن نفت)			انرژی استفاده شده
	۱۹۹۰	۲۰۱۳	رشد متوسط	۱۹۹۰	۲۰۱۳	رشد متوسط	
کشورها و مناطق	۱۹۹۰	۲۰۱۳	رشد متوسط	۱۹۹۰	۲۰۱۳	رشد متوسط	کشورها و مناطق
ایران	۶۹/۳	۲۲۸/۴	۵/۳	۱۲۳۰	۲/۹۶۰	۴/۱۲	ایران
آمریکا	۱۹۱۵/۰۰	۳۱۸۸/۴	۰/۶	۷۶۷۲	۶۹۱۶	-۰/۴۴	آمریکا
خاورمیانه و شمال آفریقا	۳۰۲/۲	۸۸۸/۸	۴/۷	۱۱۹۳	۲۱۹۳	۲/۵۱	خاورمیانه و شمال آفریقا
اتحادیه اروپا	۳۱۶۳/۴	۲۸۹۶/۵	۰/۰۰	۳۷۵۷	۲۸۹۶	-۰/۲۲	اتحادیه اروپا
جهان	۸۵۷۴/۲۰	۱۳۱۷۵/۸	۲	۱۶۶۵	۱۸۹۴	۰/۵۷	جهان

منبع: بانک جهانی و محاسبات تحقیق

۲- وضعیت صنعت و معدن در استان قم

بر اساس آمار و ارقام سازمان صنعت، معدن و تجارت استان قم تا تیر ماه ۱۳۹۵ در استان قم ۱۹۹۸ واحد صنعتی دارای پروانه بهره‌برداری با قریب به ۳۴۶۱۳ میلیارد

ریال سرمایه‌گذاری و ۳۸۵۷۷ نفر اشتغال وجود دارند که در شهرک‌های صنعتی و محورهای ورودی شهر مستقر می‌باشند. در استان پنج شهرک صنعتی مصوب و سه شهرک فعال (شکوهیه، سلفچگان و محمودآباد) وجود دارد. ۱۴۹۳ طرح صنعتی نیز در استان در حال ساخت می‌باشند که پیش‌بینی سرمایه‌گذاری و اشتغال در آن‌ها ۹۲۹۹۱ میلیارد ریال و ۴۲۳۵۶ نفر می‌باشد. از لحاظ تعداد واحدهای صنعتی استان قم رتبه چهاردهم و از لحاظ تعداد طرح‌های صنعتی رتبه هجدهم را در کل کشور داراست. در مجموع رتبه صنعت و معدن استان در کل کشور پانزدهم ارزیابی می‌گردد.

جدول (۲): وضعیت صنعت و معدن در استان قم

ردیف	نوع مجوز	وضع موجود		
		تعداد (فقره)	سرمایه (میلیون ریال)	اشتغال (نفر)
۱	جواز تأسیس	۱۴۹۳	۹۲۹۹۱	۴۲۳۵۶
۲	طرح توسعه	۲۳۸	۴۶۷۲	۴۷۳۷
۳	پروانه بهره‌برداری	۱۹۹۸	۳۴۶۱۳	۳۸۵۷۷
۴	تعداد پروانه واحد فنی و مهندسی	۲۶	۰	۰
۵	پروانه تحقیق و توسعه	۲۴	۰	۰
۶	پروانه بهره‌برداری از معدن	۱۴۳	۱۱۱۳۷۰۰	۱۱۵۴

منبع: سایت سازمان صنعت، معدن و تجارت استان قم

۳- مروری بر ادبیات تحقیق

در مورد اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش صنعت (یا تأکید بر واحدهای تولید فلزات اساسی) مطالعات کاملاً مربوطی یافت نشد. در عین حال، مطالعاتی که به نحوی با موضوع تحقیق ارتباط جدی‌تری دارند، به ترتیب داخلی و خارجی و بر حسب تاریخ نشر به قرار زیر می‌باشند.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۴) با بررسی دورنمای رشد صنعتی در اقتصاد ایران، نشان می‌دهد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۳ به طور متوسط سالانه ۶/۶ درصد رشد کرده است. همچنین نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که روند رشد بالقوه بخش صنعت و معدن از سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۸۰ رو به کاهش بوده و در

سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به حدود صفر درصد رسیده است. بر اساس نتایج پژوهش ترکیبی از سیاست‌های نامناسب ارزی، تحریم‌ها، کاهش منابع نفتی، کاهش انگیزه برای سرمایه‌گذاری و کاهش دسترسی به ماشین‌آلات و تجهیزات به‌روز سبب شد تا در نهایت رشد صنعتی در ایران کاهش یابد. بنابراین به منظور خیز صنعتی در آینده، تقویت سرمایه‌گذاری‌های صنعتی اولین راهکار پیشنهادی است. افزایش درآمدهای نفتی در بلندمدت دومین راهکار است که برای رشد ارزش افزوده این بخش در نظر گرفته شده است. در این روش پیشنهاد شده است که از منابع صندوق توسعه ملی در راستای تأمین منابع لازم ظرفیت‌سازی در بخش صنعت استفاده شود. اتخاذ سیاست ارزی سومین راهکار پیشنهادی برای رشد ارزش افزوده بخش صنعت است. در این روش باید به گونه‌ای عمل کرد که نرخ ارز حقیقی تعدیل شود که این امر به تقویت ارزش افزوده بخش صنعت کمک می‌کند.

جبل عاملی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان تأثیر اصلاح یارانه بر مصرف حامل انرژی در ایران: مطالعه موردی مصرف بنزین، نفت و گازوئیل به بررسی این موضوع در فاصله سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از توابع کنش و واکنش نشان می‌دهد که مصرف نفت بنزین و گازوئیل بر اثر تغییر قیمت این فرآورده ابتدا به صورت کاهشی بوده است و در مدت زمان کوتاه افزایش خواهد یافت. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که با تغییرات قیمت حامل‌های انرژی، به تنهایی اثر چندانی بر مصرف این فرآورده نخواهد داشت. همچنین نتایج علیت گرنجری این آزمون نشان می‌دهد که برای کاهش مصرف نفت، بنزین و گازوئیل نمی‌توان تنها متکی به راهکارهای قیمتی بود و برای کاهش در مصرف حامل‌های انرژی بایستی به راهکارهای غیرقیمتی از جمله اصلاح الگوی مصرفی خانوارها اقدام کرد.

فرزانه و همکاران (۱۳۸۸) برای تدوین استراتژی کارآ جهت هدفمند نمودن توزیع یارانه‌های انرژی در صنایع به شدت انرژی‌بر در کشور، دو روش تحلیلی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در روش نخست، پس از ارائه شکل ریاضی تابع تولید در واحدهای صنعتی منتخب، به کمک استخراج ضرایب کشش عوامل تولید، سهم قیمت انرژی در قیمت تمام شده محصول هر یک از واحدهای صنعتی منتخب به دست آمده است. در روش تحلیلی دوم، واحد صنعتی به عنوان یک بنگاه اقتصادی در نظر گرفته شده و با استناد به تئوری‌های حاکم در گستره علم اقتصاد خرد و شکل ریاضی به دست آمده برای تابع تولید روش اول، مدل جریان بهینه انرژی

در هر یک از واحدهای صنعتی استخراج شده و بر اساس نتایج به دست آمده در نقطه بهینه عملکرد سیستم، سهم قیمت انرژی در قیمت تمام شده محصول محاسبه گردیده است. این تحقیق در مورد هر یک زیر رشته‌های صنعتی، فولاد، سیمان، آجر، شیشه، قند، لاستیک، روغن نباتی، مس، سرب و روی، آلومینیوم، چوب و کاغذ و گچ و آهک مورد بررسی قرار گرفته است. مدل مورد استفاده، تابع تولید کاب داگلاس و استخراج تابع هزینه از آن و نهایتاً تخمین آن از روش حل معادلات همزمان است.

پژوهشکده مطالعات اقتصادی و صنعتی شریف (۱۳۸۹) برای ارزیابی پیامدهای اصلاح نظام یارانه انرژی (با تأکید بر صنعت، خانوار، بودجه عمومی دولت و اقتصاد کلان) و به سفارش اتاق بازرگانی صنایع و معادن تهران، با داده‌های کارگاه‌های صنعتی کشور با بیش از ده نفر کارکن از سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶، به سنجش اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه صنایع در سال ۱۳۸۴-۱۳۸۶ پرداخت. در این مطالعه و در بخش صنعت از برآورد تابع هزینه ترانس لوگ بهره گرفته شده است و نتیجه حاصل از مطالعه فوق‌الذکر نشان می‌دهد که در بلندمدت، در زمینه‌ای از سیاست‌های جامع اصلاحی (افزایش قیمت حامل‌های انرژی، اصلاح نرخ بهره و افزایش نرخ ارز)، تقاضای انرژی و سهم آن در هزینه صنایع کاهش پیدا می‌کند، سرمایه جانشین انرژی، و ماشین‌های جدید جانشین ماشین‌های فرسوده می‌شوند، و همراه با رشد صنایع، تقاضا برای نیروی کار افزایش می‌یابد.

بوکیانگ و ژوجون^۱ (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «برآورد یارانه‌های انرژی در چین و اثرات آن، با استفاده از مدل تعادل عمومی»، اقدام به محاسبه و اثر حذف یا کاهش یارانه‌های انرژی را بر روی متغیرهای کلان اقتصادی در چین نموده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در اثر حذف یارانه‌های انرژی رفاه، تولید ناخالص ملی و اشتغال کاهش می‌یابد و اگر ۳۵ درصد از پس‌اندازی که از حذف یارانه‌ها به دست آمده بین بخش‌های که در مصرف انرژی اولویت دارند مثل کشاورزی، خدمات و روشنایی کارخانه‌ها توزیع شود، رفاه، تولید ناخالص داخلی و اشتغال افزایش می‌یابد.

بوالعینین و همکاران^۲ (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «تأثیر حذف تدریجی یارانه فرآورده‌های نفتی در مصر» با استفاده از مدل CGE به ارزیابی تأثیر حذف تدریجی یارانه

1. Boqiang and Zhujun

2. Abouleinein et al

سوخت در طی یک دوره پنج ساله در مصر می‌پردازند. نویسندگان نشان می‌دهند که حذف یارانه‌های انرژی، بدون اعمال سیاست‌های حمایتی و جبرانی، در دوره مذکور رشد سالانه GDP را به طور متوسط ۰/۴ درصد کاهش می‌دهد و موجب کاهش سطح رفاه کلیه گروه‌های درآمدی می‌شود. حذف یارانه‌های انرژی نابرابری توزیع درآمد را نیز کاهش می‌دهد و رفاه چارک‌های ثروتمند بیشتر کاهش پیدا می‌کند.

هوپ و سینگ^۱ (۱۹۹۵) با حمایت بانک جهانی آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی در بخش‌های صنعت و بر بخش کلان اقتصاد شش کشور مالزی، غنا، اندونزی، زیمبابوه، کلمبیا و ترکیه که در دهه ۱۹۸۰ قیمت فرآورده‌های نفتی و برق را افزایش دادند بررسی کرده‌اند. روش برآورد حداقل مربعات معمولی بوده که نتیجه آن نشان می‌دهد در بیشتر کشورها الگوی مصرف انرژی به سمت جانشینی سوخت تغییر کرده‌است. نتایج نشان داده که در بیشتر کشورهای مورد بررسی الگوی مصرف انرژی به سمت جانشینی سوخت تغییر کرده است. به ویژه در مالزی، اندونزی و ترکیه افزایش قیمت‌های داخلی سوخت به نفع الکتریسیته و جانشینی آن بوده است. در اندونزی کاهش قیمتی متقاطع بین سوخت و الکتریسیته نیز در این امر دخیل بوده است. در کلمبیا افزایش قیمت برق جانشینی گاز طبیعی را به دنبال داشته است. در کل حرکت جانشینی به سمت منابع انرژی داخلی این کشورها می‌باشد. در اندونزی جانشینی بین کار و انرژی نیز مشاهده می‌شود.

۴- روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق بر اساس روش تحلیل همبستگی و روش داده‌های تابلویی^۲ انجام شده است. برای انجام این تحقیق قبل از هر چیز، باید از مانایی^۳ داده‌ها اطمینان حاصل شود تا در صورت عدم مانایی از روش هم‌انباشتگی^۴ یا سایر روش‌های متناسبی که برای متغیرهای ناماننا طراحی شده‌اند استفاده شود تا رگرسیون با خطر جعلی بودن مواجه نشود.

بر اساس روش هم‌انباشتگی، اگر داده‌های آماری پس از تفاضل‌گیری در یک مرتبه یکسان، مانا شوند، با برقراری شرایط خاص می‌توان اطمینان حاصل نمود که

1. Hope & Singh
2. panel data
3. stationary
4. cointegration

ترکیب خطی داده‌ها مانا است. در همین رابطه، روش هم‌انباشتگی با رویکرد انگل و گرنجر بیان می‌کند که اگر چند سری زمانی نامانا از یک مرتبه خاص و یکسان باشند، احتمال اینکه ترکیب خطی‌شان مانا باشد وجود دارد. این در صورتی است که پسماندهای این ترکیب خطی مانا از مرتبه صفر باشد. برای آزمون مانایی پسماندها توجه به دو نکته لازم و ضروری است:

۱- از آنجا که پسماندها دارای میانگین صفر هستند، نمی‌توان برای آن‌ها عرض از مبدأیی را در نظر گرفت و از آنجا که طبق فرض جمله اختلال فاقد هر نوع خودهمبستگی (از جمله خودهمبستگی سریالی است) نمی‌توان برای آن‌ها روند در نظر گرفت.

۲- برای پسماندها نمی‌توان از ملاک و اعداد بحرانی که در مورد تک متغیرها وجود دارد استفاده کرد، زیرا این پسماندها حاصل یک ترکیب خطی هستند.

اگر داده‌ها با تفاضل‌گیری از مرتبه یکسان، مانا شوند و پسماندها با رعایت شرایط ذکر شده در سطح صفر مانا باشند، هم‌انباشتگی با شدت زیادی انجام می‌شود و ابرسازگاری^۱ وجود دارد. روشن است که اگر متغیرها در سطح صفر مانا باشند نیازی به آزمون هم‌انباشتگی وجود ندارد؛ چون ترکیب خطی متغیرهای مانا، همواره مانا است. جهت استفاده از داده‌های آماری به کار برده شده برای تخمین مدل تعیین‌شده، آزمون مانایی داده‌ها بر اساس ADF انجام شد. جدول پیوست یک نشان می‌دهد که کلیه داده‌های آماری به کار رفته شده در برآورد و تخمین مدل مورد نظر، از ابتدا، در سطح صفر و بدون تفاضل‌گیری، بدون عرض از مبدأ و روند، مانا هستند. پس می‌توان گفت ترکیب عوامل و نهاده‌ها در مدل مانا می‌باشند و اشکالی در استفاده از آن‌ها، جهت برآورد مدل وجود ندارد. بنابراین نیازی به بررسی هم‌انباشتگی وجود ندارد.

در این تحقیق به منظور برآورد ضرایب مربوط به معادلات سهم هزینه نهاده‌ها و محاسبه کشش‌های جانشینی و قیمتی عوامل تولید محصولات صنعتی، که می‌تواند چگونگی اثربخشی نهاده انرژی را در کنار سایر نهاده‌های تولیدی نشان دهد، از مدل تابع هزینه به طور عام و از تابع هزینه ترانس‌لوگ به طور خاص استفاده شد. تابع ترانس‌لوگ، یک فرم تابعی درجه دو است که جهت برآورد هزینه

1. super - consistency

صنایع مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش، نیازی به اعمال محدودیت‌ها و قیدهای از پیش تعیین شده‌ای که معمولاً فرم‌های دیگر از جمله کاب - داگلاس بر مدل تحمیل می‌کنند، نیست و تابع هزینه به صورت غیرمقید برآورد می‌شود. از سوی دیگر، از آنجا که در مقایسه با «مقادیر» نهاده‌های تولید، فرض برون‌زایی «قیمت‌ها»ی آن‌ها منطقی‌تر و واقع‌بینانه‌تر است، برآورد تابع هزینه بر برآورد تابع تولید ترجیح دارد. همچنین با برآورد تابع هزینه، علاوه بر کشش‌های تولید، کشش‌های متقاطع نیز قابل محاسبه خواهد بود.

با توجه به اینکه مطالعه جاری بر اساس روش داده‌های تابلویی بین ۲۰ واحد کارگاهی در دوره زمانی (۱۳۸۲-۱۳۹۳) انجام می‌شود، بایستی ابتدا آزمون f لیمر انجام شود تا مشخص شود که آیا می‌توان ادعا نمود که متغیرهای غیرقابل مشاهده در رفتار این واحدهای کارگاهی اثر معناداری ندارند و عرض از مبدأ آن‌ها مشترک است یا خیر؟ در صورت رد فرضیه همسانی عرض از مبدأ (روش تلفیقی ساده) باید با آزمون هاوسمن نوع مناسب تخمین را از بین رگرسیون اثر ثابت^۱ و اثر تصادفی^۲ انتخاب نمود.

۵- مدل‌سازی و استخراج نتایج

مدل هزینه ترانس لوگ تحقیق به شرح زیر می‌باشد.

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 \ln r_{it} + \beta_3 \ln e_{it} \\ & + \beta_{11} \ln w_{it}^2 + \beta_{12} \ln w_{it} \ln r_{it} + \beta_{13} \ln w_{it} \ln e_{it} \\ & + \beta_{21} \ln r_{it} \ln w_{it} + \beta_{22} \ln r_{it}^2 + \beta_{23} \ln r_{it} \ln e_{it} \\ & + \beta_{31} \ln e_{it} \ln w_{it} + \beta_{32} \ln e_{it} \ln r_{it} + \beta_{33} \ln e_{it}^2 \\ & + \beta_{y1} \ln y_{it} + \beta_{y2} \ln y_{it} \ln w_{it} + \beta_{y3} \ln y_{it} \ln r_{it} \\ & + \beta_{y4} \ln y_{it} \ln e_{it} + \beta_{yy} \ln y_{it}^2 \end{aligned}$$

که TC هزینه کل هر یک از واحدهای تولیدی مورد مطالعه و y میزان تولید آن‌ها است. w ، r و e قیمت نهاده‌های تولید است که به ترتیب شامل نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی می‌شود. زیرنویس i نشانه واحدهای تولیدی و t زمان است.

1. fixed effect
2. random effect

۵-۱- تحلیل آماری ضرایب

جدول ۳ نشان می‌دهد که برخی از ضرایب تابع هزینه ترانس‌لوگ فاقد اعتبار آماری هستند. نتایج تفصیلی در جدول پیوست دو آمده است.

جدول (۳): نتایج تخمین تابع هزینه ترانس‌لوگ

پارامتر	مقدار	آماره t	p-v	پارامتر	مقدار	آماره t	p-v
β_0	۴/۳۷	۲۶/۴۷	۰/۰۰	β_{23}	-۰/۳۴	-۵۶/۳۶	۰/۰۰
β_1	۰/۲۱	۲۶/۰۱	۰/۰۰	β_{33}	۰/۰۸	۲۱/۴۴	۰/۰۰
β_2	۰/۲۹	۳۲/۴۹	۰/۰۰	β_y	۰/۰۲	۹۹/۷	۰/۰۰
β_3	۰/۰۰۵	۱۲/۰۶	۰/۰۰	β_{y1}	-۰/۰۴*	-۲/۱۲	۰/۰۹
β_{11}	۰/۰۱۵	۴۵/۱۶	۰/۰۰	β_{y2}	۰/۰۴۵*	۰/۵۴	۰/۱۲
β_{12}	-۱/۰۷	-۲۸/۱۶	۰/۰۰	β_{y3}	۰/۰۱۱*	۰/۱۴	۰/۰۷
β_{13}	-۰/۰۲	-۸/۵۷	۰/۰۰	β_{yy}	-۰/۰۸*	-۱/۳۰	۰/۰۵
β_{22}	۰/۱۲	۱۹/۵۳	۰/۰۰				

منبع: یافته‌های تحقیق

*از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشند.

بنابراین باید سناریوهای آلترناتیو مورد بررسی قرار گیرد که سناریوی دوم حذف این متغیرها می‌باشد. دو ملاک ضریب تعیین تعدیل شده و ملاک‌های اطلاعاتی در انتخاب سناریوها مطرح است. با توجه به اینکه افزایش متغیرها دو اثر متضاد بر جای می‌گذارد؛ کاهش RSS (منفعت) و کاهش درجه آزادی (خسارت)، لذا اگر ملاک اطلاعاتی در سناریویی پایین‌تر باشد مشخص می‌کند که در تحلیل هزینه - منافع این سناریو وضعیت بهتری دارد. به همین صورت، اگر ضریب تعیین تعدیل شده سناریویی بالاتر باشد، بیانگر این است که تبیین رفتار متغیر وابسته نسبت با توجه به درجه آزادی در این مدل بیشتر از مدل دیگر است. با توجه به اینکه با حذف متغیرهای مدنظر، ضریب تعیین تعدیل شده دقیقاً ثابت می‌ماند ولی ملاک اطلاعاتی شوارتز بیزین در سناریوی دوم (حذف متغیرها) کمتر از سناریوی اول است،

درمی‌یابیم که سناریوی دوم از توان بالاتری برخوردار است، زیرا درجه آزادی کمتری را از دست داده است، در عین حال سناریوی اول نتوانسته است تبیین بهتری را از رفتار متغیر وابسته ارائه دهد. در نتیجه سناریوی دوم مورد بررسی قرار می‌گیرد. حذف این متغیرها به این معنا است که کشش‌های تولیدی عوامل صفرند و تولید نیز به صورت خطی بر هزینه‌ها مؤثر است؛ در نتیجه در صنایع فلزات اساسی عمدتاً هزینه‌های ثابت و تجهیز کارگاه نقش زیادی را بازی می‌کند نه هزینه‌های متغیر.

برای آنکه آزمون f لیمر را برای آزمون فرضیه یکسان بودن عرض از مبدأها انجام دهیم باید قبل از هر چیز از نرمال بودن جمله‌های اختلال اطمینان حاصل شود. آزمون جارک - برا^۱ روی پسماندهای رگرسیون در بیست صنعت نشان می‌دهد که فرضیه نرمال بودن جمله‌های اختلال رد نمی‌شود. بنابراین می‌توانیم از آزمون f لیمر استفاده کنیم. بر اساس نتیجه این آزمون، فرضیه عرض از مبدأ یکسان نه برای سال‌های مختلف و نه برای صنایع مختلف رد نشده است. با توجه به آزمون لیمر، در این تحقیق از مدل تلفیقی ساده^۲ جهت برآورد تابع هزینه استفاده شد و نیازی به آزمون هاسمن نیست؛ زیرا بر اساس آزمون لیمر واحدهای مورد بررسی فاقد ویژگی‌های اثرگذار می‌باشند. نتایج رگرسیون در پیوست دو منعکس است.

۵-۲- کشش‌های جانشینی عوامل تولید

کشش‌های جانشینی آلن با استفاده از ضرایب تابع هزینه و سهم هزینه هر یک از عوامل تولید، محاسبه شده و در جدول ۴ آمده است. این کشش‌ها متقارن هستند یعنی کشش جانشینی ij با کشش جانشینی ji برابر است. همچنین همان گونه که از نام کشش‌های جانشینی آلن بر می‌آید، اعداد محاسبه شده از این کشش‌ها در توجیه وضعیت جانشینی و یا مکمل بودن نهاده‌ها نسبت به یکدیگر قابل تفسیر است.

در برآوردهای انجام شده تمامی کشش‌های جانشینی خودی، دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی هستند که با نظریه‌های اقتصادی سازگارند. این علامت رابطه معکوس میان قیمت و مقدار تقاضای نهاده‌ها را نشان می‌دهد. به این معنی که با افزایش قیمت هر نهاده میزان تقاضا برای آن نهاده کاهش می‌یابد و بالعکس. همچنین با توجه به رابطه

1. Jarque - Bera (JB)
2. pooled regression

جانشینی و یا مکملی نهاده مورد نظر با دیگر نهاده‌ها میزان تقاضای سایر نهاده‌ها نیز تغییر می‌کند. مقادیر مثبت کشش‌های متقاطع رابطه جانشینی و مقادیر منفی نیز رابطه مکملی میان نهاده‌ها را نشان می‌دهند.

جدول (۴): کشش‌های جانشینی آلن

انرژی	سرمایه	نیروی کار	نهاده‌ها
-۰/۲۳	۰/۳۴	-۱/۰۳	نیروی کار
۰/۷۶	-۱/۰۶	-۰/۳۴	سرمایه
-۲	۰/۷۶	-۰/۲۳	انرژی

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد به دست آمده نشان می‌دهند که کشش جانشینی انرژی با نیروی کار، دارای علامت منفی است. در نتیجه بین نهاده انرژی در تولید محصولات صنعتی، و نهاده نیروی کار رابطه مکملی وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش قیمت انرژی موجب استفاده کمتر از نیروی کار می‌شود. رابطه مکملی انرژی و نیروی کار و کمیت عددی آن نشان می‌دهد که اگر نسبت قیمت انرژی به قیمت نیروی کار یک درصد تغییر کند، باید نسبت بکارگیری نیروی کار به انرژی، ۰/۲۳- درصد تغییر کند، تا سطح تولید با همان هزینه قبلی، ثابت باقی بماند. نتایج منطبق با عملکرد کارگاه‌ها در مواجهه با افزایش هزینه انرژی می‌باشد. با افزایش قیمت انرژی، کارگاه‌ها در ابتدا اقدام به متوقف کردن ماشین‌آلات پرمصرف و فرسوده می‌کنند، لذا افزایش بیکاری قابل انتظار است. با توجه به اهمیت مقوله اشتغال به خصوص در استان‌هایی که نرخ بیکاری بالا می‌باشد، در افزایش قیمت انرژی به دلیل تشدید نرخ بیکاری موجود دقت نظر بیشتری باید داشت.

مشاهده جدول فوق بیان می‌کند که کشش جانشینی انرژی با سرمایه، دارای علامت مثبت است. در نتیجه بین نهاده انرژی در تولید محصولات صنعتی، و نهاده سرمایه رابطه جانشینی وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش قیمت انرژی موجب استفاده بیشتر از سرمایه می‌شود. رابطه جانشینی انرژی و سرمایه و کمیت عددی آن نشان می‌دهد که اگر نسبت قیمت انرژی به قیمت سرمایه یک درصد تغییر کند، باید نسبت بکارگیری سرمایه به انرژی، ۰/۷۶ درصد تغییر کند، تا سطح تولید با همان هزینه قبلی، ثابت باقی بماند. نتایج منطبق با

عکس‌العمل کارگاه‌ها می‌باشد. بدین ترتیب که با افزایش قیمت انرژی کارگاه‌ها ماشین‌آلات فرسوده و پرمصرف را از رده تولید خارج می‌کنند و نیاز به جایگزینی آن‌ها با ماشین‌آلات جدید با تکنولوژی بالاتر دارند که این موجب افزایش در سرمایه و انجام سرمایه‌گذاری جدید می‌گردد.

همچنین کشش جانشینی سرمایه با نیروی کار، دارای علامت مثبت است. در نتیجه بین نهاد سرمایه در تولید محصولات صنعتی، و نهاد نیروی کار رابطه جانشینی وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش قیمت سرمایه موجب استفاده بیشتر از نیروی کار می‌شود. رابطه جانشینی سرمایه و نیروی کار و کمیت عددی آن نشان می‌دهد که اگر نسبت قیمت سرمایه به قیمت نیروی کار یک درصد تغییر کند، باید نسبت بکارگیری نیروی کار به سرمایه، $0/34$ درصد تغییر کند، تا سطح تولید با همان هزینه قبلی، ثابت باقی بماند. نتایج منطبق با این است که به راحتی می‌توان تکنولوژی تولید را از تکنولوژی کاربر به سرمایه‌بر تغییر داد. از طرفی، با توجه به اینکه این گونه تکنولوژی‌ها حداقل نیروی انسانی را نیاز دارند افزایش قیمت انرژی ممکن است روش تولید این صنایع را به سمتی سوق دهد که تقاضای نهاد نیروی کار به صفر نزدیک شود. در نتیجه بیکاری افزایش یافته و مشکلاتی را برای جامعه به وجود آورد. با این نگاه ممکن است اصلاح قیمت حامل‌های انرژی تغییراتی را در شیوه تولید ایجاد کند که اصطلاحاً اشتغال‌ستیز باشد و با گرایش به سمت تکنولوژی‌های سرمایه‌بر موجب تشدید بیکاری گردد.

در پایان، نتایج برآورد و محاسبات نشان می‌دهد که، به علت بی‌اعتباری ضرایب، کشش تولیدی ضرایب صفر است و به این معنی خواهد بود که، هزینه متغیر در صنایع فلزات اساسی ناچیز است و بیشترین بخش هزینه، هزینه ثابت است.

۵-۳- کشش‌های قیمتی عوامل تولید

محاسبه کشش‌های قیمتی عوامل با استفاده از برآورد کشش‌های جانشینی آلن و رابطه آن‌ها با یکدیگر در جدول ۵ آمده است. در این جدول ردیف‌ها معرف میزان تقاضا و ستون‌ها معرف قیمت می‌باشند. همچنین کشش‌های قیمتی کلیه عوامل از نظر اقتصادی دارای علامت صحیح و منطقی (علامت منفی) هستند. در این میان کلیه کشش‌های خودی کمتر از یک هستند، در نتیجه نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی بی‌کشش بوده و با افزایش یک درصد در قیمت آن‌ها میزان تقاضایشان کمتر از یک درصد تغییر می‌کند. با

بررسی جدول کشش‌های قیمتی مشخص است که علامت کشش متقاطع نیروی کار با سرمایه مثبت است. بدین ترتیب رابطه نهاده نیروی کار با این نهاده جانشینی است. با توجه به کمیت عددی این کشش می‌توان نتیجه گرفت نهاده‌های مزبور جانشین‌های ضعیفی برای یکدیگر هستند. در جدول رویت می‌شود که علامت کشش متقاطع نیروی کار و انرژی منفی است. بنابراین رابطه نهاده نیروی کار با نهاده انرژی مکملی است. لیکن با توجه به کمیت عددی این کشش می‌توان نتیجه گرفت نهاده‌های مزبور مکمل‌های ضعیفی برای یکدیگر هستند. نهاده‌های سرمایه و انرژی نیز با علامت مثبت کشش‌های قیمتی متقاطع دارای رابطه جانشینی می‌باشند. با توجه به اعداد به دست آمده مشخص می‌شود رابطه جانشینی بین نهاده سرمایه و انرژی از رابطه جانشینی سرمایه و نیروی کار ضعیف‌تر می‌باشد. به عبارت دیگر سرمایه و انرژی جانشین‌های ضعیف‌تری نسبت به سرمایه و نیروی کار هستند. لذا افزایش قیمت انرژی باعث افزایش تقاضای نهاده سرمایه می‌شود. این افزایش تقاضای سرمایه، باعث بالا رفتن قیمت سرمایه شده و در نتیجه تقاضای نیروی کار به دلیل رابطه جانشینی قوی‌تری که دارد با شدت بیشتری افزایش می‌یابد. بنابراین کاهش بیکاری قابل توجه خواهد بود. همچنین محاسبه کشش قیمتی خودی و متقاطع تولید با سایر نهاده‌های تولید، نشان می‌دهد که به علت بی‌اعتباری ضرایب، کشش‌های تولیدی ضرایب صفر است، که به این معنی خواهد بود، که هزینه متغیر ناچیز است و بیشترین بخش هزینه، هزینه ثابت است. کشش‌های متقاطع قیمتی مانند کشش‌های متقاطع جانشینی آئن بیانگر ارتباط مکمل و یا جانشینی بین نهاده‌ها هستند و از لحاظ مفهومی با کشش‌های جانشینی رابطه نزدیکی دارند؛ اما کشش‌های جانشینی آئن دارای تفسیر گویا و کامل‌تر از کشش‌های متقاطع قیمتی می‌باشند.

جدول (۵): کشش‌های قیمتی عوامل تولید

نهادها	نیروی کار	سرمایه	انرژی
نیروی کار	-۰/۴۶	۰/۱۵	-۰/۱
سرمایه	۰/۰۴۵	-۰/۱۳	۰/۱
انرژی	-۰/۰۴	۰/۱۵	-۰/۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

محاسبه کشش‌های جانشینی بین عوامل تولید نشان می‌دهد که بین نهاده‌های (انرژی، سرمایه) و (نیروی کار، سرمایه) رابطه جانشینی وجود دارد. همچنین کشش جانشینی بین نهاده تولید انرژی و نیروی کار رابطه مکملی است. توجه به نرخ بیکاری و تلاش برای کاهش آن و رابطه مکملی موجود باعث تأمل جدی در اصلاح قیمت این نهاده می‌گردد.

این تحقیق نشان داد که بین اثرات اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و تقاضای سرمایه، در صنایع تولید فلزات اساسی استان قم، رابطه معنی‌داری وجود دارد. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در فعالیتهای تولیدی بخش صنایع فلزات اساسی استان قم، بر میزان تقاضای سرمایه این بخش مؤثر بوده و قادر است این عدد را به میزان ۰/۷۶ درصد، افزایش دهد.

با وجود اثر بخشی قیمت نهاده انرژی و نهاده نیروی کار بر هزینه چه به صورت مستقیم و چه به صورت متقاطع، باید گفت که اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در جهت تغییر تقاضای نیروی کار، در بخش صنایع تولید فلزات اساسی استان قم، معنی‌دار بوده؛ لذا اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر میزان تقاضای نهاده نیروی این بخش مؤثر بوده و قادر است این عدد را به میزان ۰/۲۳ درصد کاهش دهد.

بی‌معنا بودن کشش تولیدی و کشش متقاطع تولید نشان‌دهنده این است که هزینه نهایی تولید در بخش صنایع فلزی استان قم ناچیز است. بنابراین قیمت محصولات این صنایع در استان بر اساس هزینه نهایی تعیین نمی‌شود و این صنایع همواره دارای سود اقتصادی هستند. این حقیقت حاکی از این است که ساختار بازار محصولات صنایع فلزات اساسی به هیچ‌وجه نمی‌تواند رقابتی باشد.

اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نیاز به ملاحظات جدی در زمینه سیاست‌گذاری در مورد متغیرهای دیگر اقتصاد دارد. پیش از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، به علت قیمت‌های پائین انرژی نوعی ناکارایی در ساختار هزینه صنایع وجود داشته است؛ اما با افزایش قیمت حامل‌های انرژی این ناکارایی می‌تواند در نوع دیگری، به ناحیه دیگری در صنعت و یا اقتصاد منتقل شود.

صنایع این فرصت را دارند که نهاده‌ها را با یکدیگر جانشین کنند و جهت‌گیری‌های مدت‌داتری را برای کاهش هزینه‌ها اتخاذ کنند. در این مرحله، انرژی و سرمایه جانشین یکدیگر خواهند بود. صنایع به سمت سرمایه‌گذاری بیشتر، شامل جانشین کردن انرژی با سرمایه و خرید تکنولوژی‌های جدید جهت‌گیری می‌کنند.

بر اساس نتایج استخراج شده آشکار می‌گردد که اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نیاز به ملاحظات جدی در زمینه سیاست‌گذاری در مورد متغیرهای دیگر اقتصادی دارد و نیازمند بسترهای نهادی جدیدی است. در نتیجه تحقق جهت‌گیری‌های صنایع در کنار سیاست‌های جامع اصلاحی امکان‌پذیر است. این سیاست‌ها به ویژه شامل اصلاح نرخ بهره، اصلاح نرخ ارز و بهبود روابط تجاری خارجی است.

چون کشش آلن انرژی و سرمایه مثبت است یعنی با افزایش قیمت انرژی، سرمایه جانشین آن خواهد شد. برای امکان‌پذیر شدن جانشینی، می‌بایست بستر مناسب برای ورود تکنولوژی صورت گیرد. طبیعتاً بایستی بازار مالی از کارآمدی خاصی در این زمینه برخوردار باشد. لذا بهبود سرمایه‌گذاری تنها با وجود یک بازار مالی با منابع کافی محقق می‌شود؛ حال آنکه برقرار کردن نرخ سود دستوری که پایین‌تر از نرخ تعادلی آن است، تأمین منابع مالی را محدود می‌کند. هزینه وام شامل سود و هزینه دسترسی است. تعیین نرخ سود به صورت دستوری، باعث افزایش هزینه دسترسی به اندازه‌ای می‌شود که کل هزینه وام را بیشتر از حالت تعادلی می‌کند. همچنین هزینه دسترسی، محدود به بازار مالی داخلی نیست و دسترسی به شبکه بانکی خارج از کشور را نیز شامل می‌شود. بدین منظور، لازمه تسهیل سرمایه‌گذاری صنعتی، رفع موانع برای تعامل با شبکه بانکی خارج از کشور و تسهیل شرایط بنگاه‌های اقتصادی برای گرفتن انواع وام و یا یوزانس در معاملات بین‌المللی است.

محدودیت‌هایی از قبیل موانع دسترسی به تکنولوژی‌های جدید در بازار جهانی، هزینه‌های طرح هدفمندی یارانه‌های انرژی را افزایش می‌دهند.

با توجه به کشش منفی آلن بین قیمت انرژی و تقاضای نیروی کار مشخص می‌شود با افزایش قیمت انرژی، بیکاری به وجود می‌آید. در صورتی این کارگاه‌ها حاضرند ادامه تولید دهند که قدرت رقابتی آن‌ها با خارج زیاد شود. باید نرخ ارز افزایش پیدا کند تا این واحدها بتوانند به خاطر افزایش یافتن قیمت محصولاتشان

برای خارجی‌ها، هزینه‌هایشان را پوشش دهند. با کاهش تقاضای داخلی، درآمد بخش قابل توجهی از کارگاه‌های صنعتی کاهش می‌یابد، از سوی دیگر، با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه صنایع افزایش یافته است؛ در نتیجه، سود صنایع (درآمد منهای هزینه) کاهش می‌یابد. از این رو افزایش قدرت رقابت‌پذیری صنایع در بازار جهانی ضرورت بیشتری پیدا می‌کند. اما در صورتی که نرخ ارز، افزایش نیابد، رقابت‌پذیری صنایع داخلی با رقبای بین‌المللی بهبود نمی‌یابد. در نتیجه افزایش واردات، بیکاری نیز افزایش می‌یابد و در نتیجه عدم افزایش صادرات، سودآوری صنایع بهبود پیدا نمی‌کند.

در صورتی که تنها قیمت حامل‌های انرژی افزایش یابد، در حالی که دولت نتواند هزینه‌های وارد به صنعت را جبران کند و اصلاح نرخ سود و نرخ ارز صورت نگیرد و روابط تجاری خارجی بهبود نیابد، صنایع به علت نبود منابع مالی کافی، قادر به بهبود سرمایه‌گذاری نخواهند بود و به علت نداشتن توان رقابتی قادر به رقابت با کالای وارداتی و بهبود صادرات نخواهند بود. همچنین به علت نداشتن شرایط مناسب، قادر به جذب سرمایه‌گذاری خارجی نخواهند بود و در صورت عدم دسترسی به تکنولوژی‌های مدرن، قادر به خرید ماشین‌های با صرفه نخواهد گردید. بنابراین ضرورت اقتضاء می‌نماید سیاست‌های جامع و فراگیری برای تحکیم بسترهای لازم اتخاذ شود.

در شرایطی که هزینه مبادله صفر باشد، صنایع با تطبیق کامل در ساختار هزینه خود و تغییر در تکنولوژی تولید، سود خود را بهینه می‌کنند و به این ترتیب به طور کامل خود را با شرایط جدید تطبیق می‌دهند. اما متأسفانه در شرایط فعلی که هزینه‌های مبادله به علت تحریم، کندی روال اداری و فقر زیرساخت‌ها قابل توجه می‌باشد، این تطبیق به کندی انجام می‌شود. لازم است سیاست‌گذاری‌ها به سمت تعامل کارآمد با سایر کشورها هدایت شوند و در جهت بهبود روابط اداری با صنعت اهتمام بیشتری صورت پذیرد و نابسامانی‌های ساختاری نیز به سامان آید.

از آنجا که مصرف انرژی در ایران از رشد نسبتاً شدیدی رنج می‌برد و با توجه به ضرورت تقرب به اقتصاد دانش‌بنیان این تحقیق پیشنهاد می‌کند که اثر هدفمندسازی یارانه‌ها با گرایش به اقتصاد دانش‌بنیان مطالعه شود.

منابع

الف - فارسی

۱. اتاق بازرگانی صنایع و معادن تهران، «ارزیابی پیامدهای اصلاح نظام یارانه انرژی»، چاپ اول، تیرماه ۱۳۸۹.
۲. جبل عاملی، فرخنده؛ گذرزی، یزدان؛ «تأثیر اصلاح یارانه بر مصرف حامل انرژی در ایران: مطالعه موردی مصرف بنزین، نفت و گازوئیل»، فصلنامه مجلس و راهبرد، سال بیست و دوم، ۱۳۹۴، شماره ۸۱.
۳. فرزانه، هومن و همکاران؛ «تدوین استراتژی مدیریت توزیع یارانه های انرژی در صنایع بشدت انرژی بر قیمت‌گذاری، یارانه و بازار انرژی»، هفتمین همایش ملی انرژی، ۱۳۸۸. قابل دسترسی در:
http://www.civilica.com/Paper-NEC07-NEC07_120.html
۴. پژوهشکده مطالعات اقتصادی و صنعتی شریف، «ارزیابی پیامدهای اصلاح نظام یارانه انرژی، مرکز هم‌اندیشی برای توسعه بخش خصوصی اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران»، چاپ اول، ۱۳۸۹.
۵. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دورنمای رشد صنعتی در اقتصاد ایران، معاونت پژوهش‌های زیربنایی و امور تولیدی، ۱۳۹۳.

ب - لاتین

6. Aboulein, E-Laithy and kheir-E-Din, H; 2009, "The impact of phasing of subsidies of petroleum energy products in Egypt" in *The Egyptian center for economic studies*.
7. Boqiang, L & Zhujun, J; 2011, *Reform and design of energy subsidy in China*, Beijing: Science Press.
8. Hope, Enar, and Balbir Singh; 1995, "Energy price increases in developing countries", *Policy Research Paper* 1442.

ج - سایت‌ها و بانک‌های اطلاعاتی

۹. دفتر آمار و اطلاعات سازمان صنعت، معدن و تجارت استان قم.
۱۰. سایت بانک جهانی (www.worldbank.org).
۱۱. سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (www.cbi.ir).

پیوست یک: آزمون مانایی متغیرها

Pool unit root test: Summary

Series: LNTC1, LNTC2, LNTC3, LNTC4, LNTC5, LNTC6, LNTC7, LNTC8, LNTC9, LNTC10, LNTC11, LNTC12, LNTC13, LNTC14, LNTC15, LNTC16, LNTC17, LNTC18, LNTC19, LNTC20, LW1, LW2, LW3, LW4, LW5, LW6, LW7, LW8, LW9, LW10, LW11, LW12, LW13, LW14, LW15, LW16, LW17, LW18, LW19, LW20, LR1, LR2, LR3, LR4, LR5, LR6, LR7, LR8, LR9, LR10, LR11, LR12, LR13, LR14, LR15, LR16, LR17, LR18, LR19, LR20, LE1, LE2, LE3, LE4, LE5, LE6, LE7, LE8, LE9, LE10, LE11, LE12, LE13, LE14, LE15, LE16, LE17, LE18, LE19, LE20

Date: 12/27/13 Time: 17:01

Sample: 1382 1393

Exogenous variables: None

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-35.6587	0.0000	80	453
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	244.180	0.0000	80	453
PP - Fisher Chi-square	271.107	0.0000	80	464

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

پیوست دو: نتایج رگرسیون (مدل منتخب)

Dependent Variable: LNTC
 Method: Pooled EGLS (Period weights)
 Date: 12/11/16 Time: 21:16
 Sample: 1382 1393
 Included observations: 186
 Cross-sections included: 19
 Total pool (balanced) observations: 3534

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.915708	0.017739	220.7348	0.0000
LW	0.178060	0.005151	34.56696	0.0000
LR	0.043600	0.001285	33.93283	0.0000
LE	0.007077	0.000285	24.81096	0.0000
LW^2	0.019140	0.000499	38.37960	0.0000
LW*LR	-0.70153	0.007769	-90.30322	0.0000
LW*LE	-0.113858	0.001894	-60.10782	0.0000
LR^2	0.127687	0.002897	44.07381	0.0000
LR*LE	-0.118270	0.003486	-33.92966	0.0000
LE^2	0.020862	0.004727	4.413379	0.0000
LY	0.038341	0.000255	150.5124	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.960573	Mean dependent var	54.82237
Adjusted R-squared	0.960461	S.D. dependent var	406.8822
S.E. of regression	1.057652	Sum squared resid	3940.925
F-statistic	8583.166	Durbin-Watson stat	1.244550
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.202800	Mean dependent var	6.823818
Sum squared resid	4240.064	Durbin-Watson stat	1.310509