

## محاسبه بهره‌وری و کشش جانشینی بخش صنعت اقتصاد ایران

الهه اسدی مهماندوستی<sup>۱</sup>

فاطمه بزازان<sup>۲</sup>

میرحسین موسوی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۱

تاریخ ارسال: ۱۳۹۵/۲/۶

### چکیده

بررسی و تعیین پارامترهای ساختاری بخش‌های مولد اقتصادی یکی از موضوع‌های پایه‌ای در مطالعات تجربی در زمینه اقتصاد کلان است. به عبارت دیگر، بررسی ساختار بخش‌های مختلف تولیدی در اقتصاد یک کشور برای ایجاد بینش در سیاست‌گذاران اقتصادی در خصوص وضعیت موجود و تأثیرگذاری سیاست‌های مختلف، بسیار مهم است. براساس این، در این مقاله، تلاش می‌شود مقادیر کمی دقیق و به‌روز برای شاخص‌های بهره‌وری و کشش قیمت و جانشینی عوامل تولید به‌عنوان دو پارامتر ساختاری مهم در بخش صنعت اقتصاد ایران با لحاظ ادبیات نظری جدید و همگام با پیشرفت‌های فنی برآورد شوند که برای این منظور از تابع هزینه انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمالایز شده طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳ استفاده شده است. شاخص‌های یادشده در دو حالت لحاظ کل عوامل تولید و لحاظ صرفاً حامل‌های انرژی برآورد شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که متوسط شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و شاخص بهره‌وری انرژی در دو حالت به ترتیب معادل ۰/۳۲٪ و ۰/۶۲٪ و اندک است و براساس کشش‌های هزینه محاسبه شده، هر دو عوامل تولید و حامل‌های انرژی، نهاده‌های نرمال هستند و کشش خودی آن‌ها برای نهاده‌های مختلف مطابق نظریه، منفی بوده است. همچنین کشش محاسبه شده جانشینی موریشیما بین عوامل تولید و حامل‌های انرژی برای تمام نهاده‌ها غیر از یک مورد برای عوامل تولید مثبت و کوچک‌تر از واحد بوده که نشان‌دهنده جانشینی محدود عوامل تولید و حامل‌های انرژی در بخش صنعت ایران است. واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، جانشینی بین عوامل تولید، جانشینی بین حامل‌های انرژی، تابع

هزینه انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمالایز شده.

طبقه‌بندی JEL: C3, Q3, C22, F33.

۱- دکترای اقتصاد دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: elaheh\_asadi@alzahra.ac.ir

۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا، پست الکترونیکی: fbazazan@alzahra.ac.ir

۳- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا، پست الکترونیکی: hmousavi@alzahra.ac.ir

## ۱- مقدمه

بررسی و تعیین پارامترهای ساختاری بخش‌های مولد اقتصادی یکی از موضوع‌های پایه‌ای در مطالعات تجربی در زمینه اقتصاد کلان است. به عبارت دیگر، بررسی ساختار بخش‌های مختلف تولیدی در اقتصاد یک کشور برای ایجاد بینش در سیاست‌گذاران اقتصادی در خصوص وضعیت موجود و تأثیرگذاری سیاست‌های مختلف، بسیار مهم است. بخش صنعت یک کشور یکی از بخش‌های مهم مولد و موتور رشد اقتصادی به شمار می‌آید. علاوه بر این، بهره‌وری و شدت (کشش) جانشینی عوامل تولید از جمله پارامترهای ساختاری مهم در این بخش است.

از سوی دیگر، تحلیل و محاسبه بهره‌وری یک موضوع مهم تجربی به واسطه اثرگذاری بالای آن بر رشد اقتصادی براساس نظریه‌های اقتصادی، به‌ویژه بعد از مطالعه سولو (۱۹۵۷) و تجزیه رشد تولید به دو بخش رشد نهاده و باقی‌مانده به‌عنوان عبارت بهره‌وری و همچنین به واسطه اهمیت بسیار آن در استانداردهای زندگی در اقتصاد واقعی، بوده است.

همچنین جانشینی بین نهاده‌های تولید طی سالیان، یک موضوع مهم تجربی بوده و هست. دلیل این مسأله را می‌توان در این موضوع ملاحظه کرد که دولت‌های مختلف در جهان به دنبال اجرای سیاست‌های مختلف برای افزایش یا کاهش شاخص‌های اقتصاد خرد و کلان مرتبط با تولید و بنگاه‌ها یا سوق دادن اقتصاد به سمت استفاده یا عدم استفاده از نهاده معین، هستند. بدین منظور، باید توجه شود که نتایج اغلب مدل‌سازی‌های سیاست‌های مرتبط با اقتصاد کلان و خرد بدون توجه به این موضوع که در قالب تعادل عمومی یا جزیی تدوین شده‌اند، به پارامترهای کشش، به‌ویژه کشش‌های جانشینی بین عوامل تولید بسیار حساس هستند که محاسبه کمی دقیق آنها با لحاظ ادبیات جدید در این زمینه از جمله شرایط نظام‌مندی از اهمیت خاصی برخوردار است.

همچنین همگام با پیشرفت‌های نظری و فنی، امکان محاسبه و تحلیل هم‌زمان دو موضوع تجربی مطرح شده، میسر شده است، اما در مطالعات تجربی، با مستثنی کردن برخی مقالات اندک پراکنده، هنوز یک خلأ بزرگ تجربی در خصوص محاسبات کمی دقیق موضوع‌های

بهره‌وری، تقاضای نهاده و کشش‌های جانشینی بین عوامل تولید، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه به‌واسطه کمبود آمار وجود دارد. علاوه بر این، اغلب مقالات تهیه شده، لحاظ ادبیات جدید در این زمینه، از جمله شرایط نظام‌مندی اقتصاد خرد نئوکلاسیکی را نادیده می‌گیرند، در حالی که همان‌طور که بارنت (۲۰۰۲)<sup>۱</sup>، بیان داشته است، بدون برقراری شرایط نظام‌مندی شرایط مرتبه دوم برای بهینه‌سازی، برقرار نیست و نظریه دوگانگی یا مزدوج شکست می‌خورد.

بنابراین، در این مقاله تلاش شده است با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی، بهره‌وری به همراه تقاضای عوامل و امکان جانشینی نهاده‌های یاد شده به‌عنوان دو پارامتر ساختاری مهم برای بخش صنعت اقتصاد ایران به‌عنوان کشوری در حال توسعه بررسی شود. براساس این هدف، مقاله حاضر می‌کوشد به آرایه مطالعه تجربی به‌روز با استفاده از بهبودهای روش‌شناسی و نظری در ۲۰ سال اخیر و افزایش درک در خصوص چگونگی تأثیر رشد اقتصادی، سیاست‌های دولت و توسعه و استفاده از تکنولوژی‌های جدید بر بهره‌وری، تقاضای نهاده و کشش بین عوامل تولید و چگونگی تأثیر تغییرات قیمت و درآمدها بر جانشینی بین نهاده‌ها و تقاضای عوامل تولید و بهره‌وری در اقتصاد ایران پردازد. برای حصول نتایج یاد شده، از نظریه دوگانگی یا مزدوج و رویکرد سیستم‌های تقاضا برپایه نظریه‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده برای تخمین تقاضای نهاده در چهارچوب سیستمی استفاده شده است. علاوه بر این، با توجه به مغفول ماندن شرایط نظام‌مندی اقتصاد خرد نئوکلاسیک در اغلب مطالعات، تابع هزینه با استفاده از فرم تابعی انعطاف‌پذیر که قادر به بررسی شرایط نظام‌مندی است، استفاده شده است.<sup>۲</sup>

در همین ارتباط پرسش‌های اصلی مقاله عبارت‌اند از:

- بهره‌وری در بخش صنعت در ایران به چه میزان است؟
- شدت جانشینی بین عوامل تولید در بخش صنعت در ایران چه مقدار است؟

1- Barnett, 2002, p. 199.

۲- نحوه بررسی شرایط نظام‌مندی و اعمال آن در بخش ادبیات نظری و تصریح مدل و نحوه برآورد، بیان شده است.

پرسش‌های فرعی مطالعه به صورت زیر مطرح می‌شوند:

- آیا بهره‌وری در بخش صنعت اقتصاد ایران مثبت است؟
- آیا پیشرفت تکنولوژی، جانشینی بین عوامل تولید را در بخش صنعت اقتصاد ایران تسهیل کرده است؟
- آیا با توجه به اجرای سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی در زمینه مصرف حامل‌های انرژی در کشور، نقش سوخت‌های فسیلی در بخش صنعت اقتصاد ایران کم‌رنگ شده است؟

در ادامه، ساختار مقاله به این شرح ساماندهی شده است: در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی مرور شده و در دو بخش بعدی، تصریح مدل و نحوه برآورد و ویژگی آماری متغیرها بیان شده است. مشاهدات تجربی در بخش پنجم و در انتها، در بخش ششم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

## ۲- مروری بر ادبیات تحقیق

### ۲-۱- ادبیات نظری

دو موضوع بهره‌وری و کشش عوامل تولید از مفاهیم پایه‌ای در اقتصاد هستند و با توجه به هدف مطالعه صرفاً به رویکردهای مختلف محاسباتی این دو موضوع در ادبیات نظری پرداخته شده است.

در ادبیات نظری چهار رویکرد مختلف شامل حسابداری رشد، شاخص عددی، تابع فاصله و اقتصادسنجی برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید وجود دارد.<sup>۱</sup> در رویکرد

---

۱- در طبقه‌بندی دیگری برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید، روش‌های مختلف را در قالب دو روش مستقیم (بدون استفاده صریح از تابع تولید) و غیرمستقیم (استفاده صریح از تابع تولید) طبقه‌بندی می‌کنند. مشکل اصلی در روش مستقیم جمع بستن نهاده‌هایی بوده که واحدهای اندازه‌گیری آنها متفاوت است. یکی از روش‌ها برای حل این مشکل، روش کندریک بوده که مبتنی بر میانگین وزنی کار و سرمایه و سایر عوامل تولید است. روش دیگر برای برطرف کردن مشکل یادشده، شاخص دیویژیا است که در شرایطی که اطلاعات آماری در خصوص سهم‌های عوامل تولید وجود ندارد، به دلیل فرض همگنی خطی و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس از کشش‌های تولیدی عوامل در برآورد بهره‌وری کل عوامل می‌توان استفاده کرد. ←

حسابداری رشد که سولو (۱۹۵۷)، آن را ارایه کرده است بهره‌وری کل عوامل تولید، برای مثال، در تابع تولید کاب-داگلاس به صورت  $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ ، معادل A و تغییرات آن معادل تغییرات A است. در رویکرد شاخص عددی که توسعه یافته رویکرد حسابداری رشد است، بهره‌وری کل عوامل تولید در مدل تولید نمونه کاب-داگلاس به صورت  $A = \frac{Y}{I}$  محاسبه می‌شود. در رویکرد تابع فاصله نیز بهره‌وری کل عوامل تولید به دو جزء، به صورت تغییرات ناشی از حرکت به سمت مرز تولید (کارآیی فنی) و انتقال در مرزها (تغییرات فنی) تقسیم و محاسبه می‌شود. در رویکرد اقتصادسنجی کمی‌سازی بهره‌وری شامل تخمین پارامترهای توابع کل (سود، هزینه یا تولید) است. یادآوری می‌شود، فنگ و سرلتیز<sup>۱</sup> (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای نشان دادند که رویکرد اقتصادسنجی دارای انعطاف‌پذیری برای الحاق مباحث آینده بازار، ساختار صنعت و تکنولوژی بوده که مؤثر بر بهره‌وری بنگاه یا صنعت است و بدین لحاظ دارای مزایای زیادی نسبت به مدل‌های دیگر است. براساس این، در این مطالعه، برای قابل برآورد بودن هر دو شاخص آماری ساختاری موردنظر مطالعه هم‌زمان با روش اقتصادسنجی، از رویکرد یادشده نیز برای محاسبه بهره‌وری استفاده شده است.

برای محاسبه کشش‌های قیمتی و جانشینی نیز دو رویکرد اصلی وجود دارد؛ یک رویکرد از روش هم‌گرایی و مدل‌های تصحیح خطا برای تخمین کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضا، به ترتیب استفاده می‌کند. اگرچه این رویکرد به نظام‌مندی اقتصادسنجی

---

روش‌های غیرمستقیم نیز به دو گروه مانده سولو و سولو طبقه‌بندی می‌شوند. در روش نخست، بهره‌وری عبارت از تفاضل میانگین موزون رشد عوامل و رشد تولید است. به عبارت دیگر، آن بخش از رشد تولید که توسط رشد کمی عوامل تولید توضیح‌ناپذیر است، به رشد بهره‌وری کل عوامل منتسب می‌شود. در این روش، یک فرم تابعی معین برای تابع تولید در نظر گرفته می‌شود و سپس، آن را به روش اقتصادسنجی برآورد می‌کنند و در نهایت، براساس تابع برآورد شده، کشش‌های تولیدی عوامل را به دست می‌آورند.

دومین روش غیرمستقیم، روش سولو است. در این روش، تابع تولید کلی‌ای تعریف می‌شود که بر فرض پیشرفت فناوری خنثی از نوع هیکس مبتنی است. در این روش، یک فرم تابعی معین برای تابع تولید در نظر گرفته و سپس، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پارامترهایش برآورد می‌شود. یادآوری می‌شود، در مطالعه حاضر از روش سولو بهره گرفته شده است.

توجه دارد، اما پایه‌های اقتصاد خرد مناسب را نادیده گرفته است. برای مطالعه بیشتر می‌توان به مقاله‌های بنتزن و انگستد<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) و هانت و مانینگ<sup>۲</sup> (۱۹۸۹) مراجعه کرد. رویکرد دیگر، تخمین سیستمی با فرض فرم تابعی انعطاف‌پذیر برای تابع جمعی برپایه رویکرد دوگان سیستم تقاضا است که توسط دایورت<sup>۳</sup> (۱۹۷۴)، توسعه یافت. در واقع، این رویکرد برای تحلیل تجربی تقاضای نهاده نخستین بار توسط برندت و وود<sup>۴</sup> (۱۹۷۵)، فاس<sup>۵</sup> (۱۹۷۷) و پیندیک<sup>۶</sup> (۱۹۷۹)، ارایه شد که شامل تصریح فرم مشتق‌پذیر تابع هزینه و به کار بردن لم سفارد برای استخراج معادلات سهم هزینه (یا نهاده - ستانده) است. با استفاده از این معادلات و آمار مرتبط، پارامترها، قابل تخمین بوده و استنتاج‌ها در مورد تقاضای نهاده‌ها (شامل کشش‌های خودی و متقاطع و کشش‌های جانشینی) صورت می‌پذیرد. علاوه بر این، پیشرفت‌های اخیر روش‌شناسی در اقتصادسنجی خرد، این رویکرد را قادر به بررسی شرایط نظام‌مندی در مدل (برحسب نظریه اقتصاد خرد نئوکلاسیک شامل انحنای مثبت بودن و یکنواختی) کرده است. این، بدین معناست که اگرچه ممکن است نظام‌مندی اقتصادی به‌طور تصادفی ایجاد شود، اما فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر همیشه با لحاظ شرایط نظام‌مندی مشابه پیشنهاد بارنت (۲۰۰۲) و بارنت و پاسوپتی<sup>۷</sup> (۲۰۰۳)، تخمین زده می‌شوند.

با توجه به موارد مطرح شده، در این مطالعه نیز به‌واسطه مزایای رویکرد اقتصادسنجی و همچنین میسر ساختن امکان محاسبه و تحلیل هم‌زمان دو موضوع تجربی بهره‌وری و کشش، از این روش بهره گرفته شده است که در ادامه با جزییات به آن می‌پردازیم. همان‌طور که بیان شد، رویکرد اقتصادسنجی برای محاسبه بهره‌وری، تقاضا و جانشینی بین عوامل تولید شامل تخمین پارامترهای تابع تجمیعی سود، هزینه یا تولید است. تغییرات تکنولوژی در تابع تولید به صورت انتقال در مرزهای تولید قابل بیان است.

- 
- 1- Bentzen and Engsted
  - 2- Hunt and Manning
  - 3- Diewert
  - 4- Berndt and Wood
  - 5- Fuss
  - 6- Pindyck
  - 7- Barnett and Pasupathy

مشابه کار فاس (۱۹۷۷)، فرض می‌شود، فرم تابع تولید به صورت زیر باشد:

$$Y = f(E_1, E_2, \dots, E_n, L, K, t) \quad (1)$$

که در آن،  $Y$  تولید،  $f$  تابع شبه‌مقعر و غیرکاهشی دارای مشتقات مرتبه اول و دوم،  $E_i, i=1, \dots, n$  نهاده انرژی،  $L$  نهاده نیروی کار،  $K$  نهاده سرمایه و  $t$  شاخص تکنولوژی است. از این رو، تغییرات تکنولوژی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{\partial f(x, t)}{\partial t}$$

تغییرات تکنولوژی همچنین می‌تواند در قالب سیستم دوگان تحت شرایط معین تعریف شود. به بیان دیگر، اگر بنگاه‌ها به‌طور رقابتی هزینه تولید را نسبت به مقدار معین تولید حداقل‌سازی کنند، سپس، معادله (۱) کاملاً با تابع هزینه دوگان به صورت زیر قابل بیان است:

$$C = C(\mathbf{p}, y, t) = y c(\mathbf{p}, t), \quad (2)$$

در معادله (۲)،  $C$  تابع غیرکاهشی خطی همگن و مقعر از قیمت‌ها  $P > 0$  و  $c$  تابع هزینه واحد متناظر است.<sup>۱</sup>

با توجه به قضیه شفارد<sup>۲</sup> (۱۹۵۳)، می‌توان نوشت:

$$x_i = \frac{\partial C(\mathbf{p}, y, t)}{\partial p_i}, \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

چنانچه در معادله (۳) طرفین به  $y$  تقسیم شود، می‌توان نوشت:

$$\frac{x_i}{y} = \frac{1}{y} \frac{\partial C(\mathbf{p}, y, t)}{\partial p_i}, \quad i = 1, \dots, n,$$

با استفاده از نظریه پوش که بیان می‌کند:

$$\frac{\partial C(\mathbf{p}, y, t)}{\partial t} = - \frac{\partial C(\mathbf{p}, y, t) / \partial y}{\partial f(x, t) / \partial t},$$

نرخ تغییرات تکنولوژی از تابع هزینه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} TFP &= \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} = \frac{1}{y} \frac{\partial f(x, t)}{\partial t} \\ &= - \frac{\partial C(\mathbf{p}, y, t) / \partial t}{y \partial C(\mathbf{p}, y, t) / \partial y} = - \frac{\partial \ln C(\mathbf{p}, y, t) / \partial t}{\partial \ln C(\mathbf{p}, y, t) / \partial \ln y} \end{aligned}$$

۱- برای مطالعه بیشتر، ر.ک به: نظریه دوگانگی مقاله دایورت (۱۹۸۲).

$$= -\varepsilon_{ct}\varepsilon_{cy}^{-1}, \quad (۴)$$

جایی که کشش هزینه‌ای تغییرات تکنولوژیکی  $\varepsilon_{ct} = \partial \ln C(p, y, t) / \partial t$  و کشش هزینه‌ای تولید  $\varepsilon_{cy} = \partial \ln C(p, y, t) / \partial \ln y$  است. مطابق معادله (۴) برای استخراج TFP از نرخ دوگان کاهش هزینه  $(\varepsilon_{ct})$  و نرخ دوگان بازگشت به مقیاس  $(\varepsilon_{cy}^{-1})$  استفاده می‌شود. بنابراین، تحت شرایط بازگشت ثابت به مقیاس (جایی که  $\varepsilon_{cy}$  معادل یک است)، TFP معادل منفی نرخ دوگان کاهش هزینه است، بدین صورت که یک درصد انتقال به سمت بالا در تابع تولید معادل یک درصد کاهش در هزینه تولید است.

جانشینی عوامل تولید نیز با استفاده از کشش‌های جانشینی آلن و موریشیما محاسبه می‌شود. کشش آلن-اوزاوا بین نهاده‌های  $i$  و  $j$  به صورت زیر است:

$$\sigma_{ij}^a(p, y, t) = \frac{C(p, y, t) C_{ij}(p, y, t)}{C_i(p, y, t) C_j(p, y, t)} \quad (۵)$$

جایی که اندیس‌های  $i$  و  $j$  ارجاع به مشتق‌های جزئی اول و دوم  $C(p, y, t)$  نسبت به قیمت‌های نهاده  $p_i$  و  $p_j$  دارند<sup>۱</sup>. کشش جانشینی بین نهاده‌های  $i$  و  $j$  به صورت زیر است:

$$\sigma_{ij}^m(p, y, t) = \frac{p_j C_{ij}(p, y, t)}{C_i(p, y, t)} - \frac{p_j C_{jj}(p, y, t)}{C_j(p, y, t)} \quad (۶)$$

یادآوری می‌شود، کشش جانشینی آلن، یک روش سنتی بوده و برای محاسبه رفتار جانشینی و عدم پایداری ساختاری در ادبیات به کار برده شده است. زمانی که بیشتر از دو نهاده وجود دارد، کشش آلن، محاسبات دقیقی ارائه نمی‌کند و حتی می‌تواند گمراه‌کننده باشد<sup>۲</sup>. در شرایط بیش از دو نهاده، ارتباط پیچیده می‌شود و کشش جانشینی موریشیما مقادیر صحیح از کشش جانشینی را ارائه می‌دهد.

اگر  $\sigma_{ij}^a > 0$  باشد، در این صورت، نهاده‌های  $i$  و  $j$  جانشین خالص آلن-اوزاوا هستند. اگر  $\sigma_{ij}^a < 0$  باشد، نهاده‌های یادشده مکمل خالص آلن-اوزاوا هستند. به‌طور مشابه، اگر  $\sigma_{ij}^m > 0$  باشد، بیان می‌شود که نهاده  $j$  جانشین خالص موریشیما برای نهاده  $i$  است. اگر  $\sigma_{ij}^m < 0$  باشد، نهاده  $j$  مکمل خالص موریشیما برای نهاده  $i$  است. یادآوری می‌شود، کشش‌های آلن

۱- برای مطالعه جزئیات بیشتر، ر.ک به: اوزاوا (۱۹۶۴) و دایورت (۱۹۷۴).

۲- برای مطالعه جزئیات بیشتر، ر.ک به: بلکوری و راسل (۱۹۸۹).



اطلاعات ایستا مقایسه‌ای کیفی را در مورد اثر تغییرات قیمت بر سهم مطلق نهاده ارایه می‌دهند، در حالی که کشش‌های موریشیما به سرعت هر دو اطلاعات کیفی و کمی را در مورد اثر تغییرات قیمت بر سهم نهاده‌ها ارایه می‌دهند.

کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع معمول به شرح زیر هستند:

$$\eta_{ij} = \frac{\partial x_i(p,y,t)}{\partial p_j} \frac{p_j}{x_i(p,y,t)} \quad (7)$$

همچنین می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود:

$$\eta_{ij} = s_j \sigma_{ij}^a \quad (8)$$

که در آن،  $s_j$  سهم هزینه نهاده  $j$  در هزینه‌های تولید کل است. کشش‌های قیمت باید شرط زیر را تأمین کنند:

$$\sum_{j=1}^n \eta_{ij} = 0, \quad i = 1, \dots, n.$$

با جایگزینی تابع هزینه واحد مختلف در معادله (۲)، توابع هزینه کل مختلف حاصل می‌شود. تابع هزینه  $NQ$  به‌عنوان تابع هزینه واحد، به‌وسیله دایورت و والز<sup>۱</sup> (۱۹۸۷)، توسعه یافته است و در این مقاله استفاده می‌شود. این تابع به صورت زیر است:

$$C(p, y, t) = y \left[ \sum_{i=1}^n B_i p_i + \frac{1}{2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} p_i p_j}{\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i} + \sum_{i=1}^n \beta_{it} p_i t \right] \quad (9)$$

جایی که دو قید روی ماتریس  $B \equiv [\beta_{ij}]$ ، بعد از گرفتن یک بردار مرجع (دوره پایه) از قیمت‌های نرمالایز شده به صورت  $P^* \geq 0_n$ ، اعمال شده است:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \text{به‌ازای تمام } j \text{ و } i \quad (10)$$

$$BP^* = 0 \quad \text{به‌ازای } P^* > 0 \quad (11)$$

قیود (۱۰) و (۱۱) انعطاف‌پذیری فرم  $NQ$  را تضمین می‌کند.<sup>۲</sup> علاوه بر این، بردار قیمت پایه  $P^*$  در معادله (۱۱) به صورت  $P^* = 1_n$ ، تعیین می‌شود. همچنین بردار  $\alpha$  به صورت  $(\alpha > 0)$ ، اغلب از قبل تعیین شده است. همان‌طور که براساس مطالعه دایورت و فاکس<sup>۳</sup>

1- Diewert and Wales

۲- برای اثبات فرمولی این مورد، ر.ک به: دایورت و والز (۱۹۸۸).

3- Diewert and Fox

(۲۰۰۹)، بحث شده است، دو انتخاب خیلی معمول پیشین برای بردار پارامتر  $\alpha$  (بردار واحد  $(\alpha = 1_n)$ ) یا متوسط نمونه بردار نهاده مشاهدات  $((\alpha = (1/T) \sum_{t=1}^T x_t))$  وجود دارد که در اینجا از روش دوم استفاده شده است.

برای محاسبه معادلاتی که برای تخمین ساده‌تر باشند، از لم شفارد (۱۹۵۳) استفاده می‌شود:

$$x_i = \frac{\partial C(p, y, t)}{\partial p_i}, \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

با توجه به معادله (۹) و با تقسیم بر  $y$ ، معادلات نهاده-ستانده یا توابع تقاضا برای انواع نهاده بر حسب سهم‌ها در هزینه کل به‌عنوان معادله اصلی تخمین برای محاسبه شاخص‌های اقتصادی بهره‌وری و کشش، به صورت زیر است:

$$\frac{x_i}{y} = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \frac{p_i}{\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i} - \frac{1}{2} \alpha_i \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \frac{p_i}{\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i} \frac{p_j}{\sum_{j=1}^n \alpha_j p_j} \right) + \beta_{it} t \quad (13)$$

قبل از تخمین معادلات سیستمی (۱۳)، اجزای قطر اصلی ماتریس  $B$ ،  $\beta_{ii}$ ، بر حسب اجزای خارج قطر با استفاده از معادله (۱۱) و فرض  $P^* = 1_n$  تعریف می‌شود. بنابراین، با تخمین معادلات نهاده-ستانده (۱۳)، تخمین‌های  $\beta_i$ ، پارامترهای تغییر تکنولوژی و اجزای خارج قطر ماتریس  $B$  ( $\beta_{ij} (i \neq j)$ )، حاصل می‌شوند. اجزای قطر اصلی ماتریس  $B$  بیان‌کننده قیدهای تحمیلی هستند.

بر اساس ادبیات مطرح در اقتصاد خرد نئوکلاسیک، تابع هزینه باید شرایط نظام‌مندی، یعنی ویژگی‌های همگنی، مثبت بودن، یکنواختی و انحنای را تأمین کند. همگنی نیازمند این است که تابع هزینه همگن خطی از قیمت‌های نهاده باشد. مثبت بودن نیازمند این است که هزینه تخمین زده شده برای تمام مشاهدات آماری مثبت باشد. یکنواختی نیازمند این است که مشتق مرتبه اول تابع هزینه  $\delta C(p, y, t) / \delta p_i (i = 1, \dots, n)$ ، که متناظر با تقاضای نهاده است، غیرمنفی باشد. انحنای نیازمند این است که تابع هزینه،  $C(p, y, t)$  تابع مقعر از قیمت‌ها یا معادل آن، ماتریس هشین تابع هزینه، شبه‌معین منفی باشد. بر حسب اصطلاح‌شناسی کیوز و کریستنسن<sup>۱</sup> (۱۹۸۰)، یک تابع هزینه در صورتی نظام‌مند است که تمام شرایط بالا را تأمین

کند. به‌طور مشابه، منطقه نظام‌مند، مجموعه قیمت‌هایی است که در آن، تابع هزینه شرایط نظام‌مندی را تأمین کند. نظام‌مندی نباید صرفاً معادل انحنا در نظر گرفته شود؛ به‌جای آن، باید شامل تمام شروط بالا، یعنی مثبت بودن، یکنواختی و انحنا باشد.

ماتریس هشین تابع هزینه (۱۳) به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t) = \frac{\beta_{ij}}{\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i} - \frac{\alpha_i (\sum_{j=1}^n \beta_{ij} p_j)}{(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i)^2} - \frac{\alpha_i (\sum_{i=1}^n \beta_{ij} p_i)}{(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i)^2} + \frac{\alpha_i \alpha_j (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i \beta_{ij} p_j)}{(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i)^3} \quad (14)$$

با استفاده از اعمال قیود  $\sum_{j=1}^n \beta_{ij} p_j^* = 0_n$  داریم:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^* \beta_{ij} p_j^* = \sum_{i=1}^n (p_i^* (\sum_{j=1}^n \beta_{ij} p_j^*)) = 0$$

بنابراین، با ارزیابی معادله بالا در  $(p^*, t^*)$ ، معادله زیر حاصل می‌شود:

$$\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t) = \frac{\beta_{ij}}{(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i^*)} \quad (15)$$

با ضرب دو طرف معادله (۱۵) در  $y$  و مرتب‌سازی مجدد، داریم  $\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t) = \alpha' p^{-1} B$ . بنابراین، برای شبه‌معین منفی بودن  $\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t)$  در نقطه مرجع، لازم است که  $B$  شبه‌معین منفی باشد. برای شبه‌معین منفی بودن  $B$ ، شرط لازم این است که  $\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t)$  به‌طور موضعی مقعر در نقطه مرجع بیان شده باشد و شرط کافی این است که به‌طور کلی مقعر در هر نقطه ممکن و قابل تصور باشد (برای مطالعه جزئیات بیشتر، ک به: دایورت و والز (۱۹۸۷)).

در عمل، در موردی که ماتریس  $B$  تخمین زده شده شبه‌معین منفی نباشد، ممکن است مقعر بودن  $\nabla_{p_i p_j} C(p, y, t)$  تأمین نشود. در این مورد، برای تضمین مقعر بودن کلی (مقعر بودن در تمام قیمت‌های ممکن) تابع هزینه  $NQ$ ، مشابه مطالعه دایورت و والز (۱۹۸۷)، قید زیر تحمیل می‌شود:

$$B = -KK' \quad (16)$$

که  $K$  ماتریس مثلثی است، بدین صورت که:

$$K'p^* = 0_n. \quad (17)$$

توجه شود معادله (۱۷) و ساختار مثلثی پایین K نشان می‌دهد که:

$$\sum_{i=1}^n K_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, n. \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \beta_{11} &= -k_{11}^2 = -(k_{21} + k_{31})^2; \\ \beta_{12} &= -k_{11}k_{21} = (k_{21} + k_{31})k_{21}; \\ \beta_{13} &= -k_{11}k_{31} = (k_{21} + k_{31})k_{31}; \\ \beta_{22} &= -(k_{21}^2 + k_{22}^2) = -k_{21}^2 - k_{22}^2; \\ \beta_{23} &= -(k_{21}k_{31} + k_{22}k_{32}) = -k_{21}k_{31} + k_{32}^2; \\ \beta_{33} &= -(k_{31}^2 + k_{32}^2 + k_{33}^2) = -(k_{31}^2 + k_{32}^2). \end{aligned}$$

به عبارت دیگر، اجزای B در معادلات نهاده-ستانده (۱۴) با اجزای K جایگزین می‌شوند، بدین صورت، انحنای کلی تضمین می‌شود. مزایای اصلی تصریح مدل NQ، در این ویژگی است که شرایط انحنای کلی بدون از بین بردن انعطاف‌پذیری فرم تابع، تحمیل می‌شود.

یادآوری می‌شود، اگرچه مدل NQ نتایج بهتری از سایر فرم‌های توابع معمول ایجاد می‌کند، اما هنوز محدودیت‌های خود را دارد؛ نخست اینکه، مشابه فرم‌های انعطاف‌پذیر موضعی، NQ در تأمین شرایط مقعری و یکنواختی اغلب شکست می‌خورد که باید به‌طور مجزا تحت قیود اعمال شود (برای جزئیات بیشتر ر.ک به: بارنت و سرلتیز (۲۰۰۸)). دوم آنکه دارای کمبود چهارچوب نظری برای توسعه مدل به صورت تلفیق است؛ برای مثال، امکان ایجاد پاسخ‌های وقفه‌ای (پویایی NQ) را نمی‌دهد. براساس دانش ما، اغلب مطالعات نظری روی فرم NQ به مطالعه دایورت و والز (۱۹۸۷ و ۱۹۸۸) و به‌تازگی دایورت و فاکس (۲۰۰۹)، محدود بوده است.

## ۲-۲- ادبیات تجربی

از مهم‌ترین مطالعات انجام شده، مطالعه فنگ و سرلتیز (۲۰۰۸) بوده که به‌عنوان مقاله پایه این تحقیق نیز در نظر گرفته شده است. محققان با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی، بهره‌وری، انحراف تغییرات تکنولوژی، کشش قیمتی و کشش جانشینی را برای بخش صنعت ایالات متحده آمریکا با استفاده از آمار عوامل تولید در دوره ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۱ محاسبه کردند. همچنین

به‌منظور مقایسه تجربی، نتایج برای چهار تابع هزینه انعطاف‌پذیر لئونتیف به‌طور محلی انعطاف‌پذیر، ترانسلوگ، درجه دوم نرمالایز شده و مدل ایده‌آل به‌طور کلی انعطاف‌پذیر، ارایه شده است. مطالعات دیگر در راستای استفاده از رویکرد توابع انعطاف‌پذیر و تابع موضعی انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمالایز شده (NQ) برای محاسبه کشش جانشینی بین نهاده‌های انرژی بوده است. از جمله سرلتیز و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۰ و ۲۰۱۱)، جانشینی بین سوختی در بخش‌های مختلف را با استفاده از رویکرد توابع انعطاف‌پذیر و تابع موضعی انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمالایز شده (NQ) و اعمال قیود نظام‌مندی بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده جانشینی اندک بین نهاده‌های انرژی در بخش‌های مختلف بود. سرلتیز و جدیدزاده<sup>۲</sup> (۲۰۱۵)، جانشینی بین حامل‌های انرژی را در بخش‌های مختلف برای شش ایالت کانادا، با استفاده از تابع موضعی انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمالایز شده (NQ) و اعمال قیود نظام‌مندی بررسی کردند که نتایج یکسانی را با مطالعات پیشین مبنی بر جانشینی اندک بین نهاده‌های انرژی ارایه کرد. سامتی و همکاران (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای به بررسی سهم عامل نیروی کار در تابع هزینه صنایع با استفاده از نظریه دوگان و تابع هزینه ترانسلوگ پرداختند و نتیجه گرفتند که کشش بین تمام نهاده‌ها منفی و بیان‌کننده رابطه مکملی بوده است. خداداد کاشی و جانی (۱۳۹۰)، به بررسی پویای رفتار تولیدکنندگان در استفاده از نهاده‌ها بر مبنای تابع تولید دومرحله‌ای CES، با تأکید بر اصلاح الگوی مصرف انرژی در تولید و ارتقای اشتغال پرداختند. نتایج بیان‌کننده رابطه مکمل بین سرمایه و انرژی و رابطه جانشینی بین نیروی کار با سایر عوامل تولید بوده است.

منظور و جدیدزاده (۱۳۹۱)، تقاضای برق، گاز طبیعی و سایر فراورده‌ها (نفت سفید، نفت گاز و گاز مایع) را در بخش خانگی ایران با استفاده از فرم تابعی انعطاف‌پذیر موضعی «سیستم تقاضای ایده‌آل (AIDS)» و اعمال شرایط نظام‌مندی بررسی کردند که نتایج بیان‌کننده تغییرات شدید کشش‌ها در سال‌های نقض شرایط نظام‌مندی بود. اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای، کشش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌های تولید در ایران

1- Serletis and et al.

2- Serletis and Jadidzadeh

را با استفاده از تابع تولید CES چندمرحله‌ای و الگوریتم ژنتیک پیوسته به صورت عددی و غیرخطی بررسی کردند و نتایج آنها تأکیدی بر جانشینی نهاده‌های تولید بود.

بزازان و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی تأثیر هدفمندسازی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا، با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) و روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR) پرداختند. نتایج نشان داد که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی جزء کالاهای ضروری به شمار می‌آید و قدر مطلق کشش قیمتی خودی برای هر دو نوع خانوار کمتر از واحد به‌دست آمد.

وجه تمایز مطالعه حاضر، استفاده از تابع هزینه NQ و داده‌های به‌روز و اعمال شرایط نظام‌مندی برای محاسبه کمی دقیق‌تر بهره‌وری و تقاضای عوامل تولید برای بخش صنعت اقتصاد ایران بوده و به لحاظ روش‌شناسی از مطالعات انجام شده در داخل کشور متمایز است.

### ۳- تصریح مدل و نحوه برآورد

با توجه به مطالب بیان شده در ادبیات نظری و تجربی، مدل رگرسیونی تحقیق در نهایت، به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$w_t = \psi(p_t, y, t, \theta) + \varepsilon_t \quad (19)$$

جایی که  $w = (w_1, \dots, w_n)'$  بردار نسبت‌های نهاده- ستانده است.  $\varepsilon_t$  بردار خطاهای تصادفی است و فرض می‌شود  $\varepsilon \sim N(0, \Omega)$  باشد، به طوری که 0 ماتریس صفر و  $\Omega$  ماتریس واریانس- کوواریانس جمله خطا و شبه‌مثبت متقارن  $n \times n$  است.  $\psi(p_t, y, t, \theta) = (\psi_1(p_t, y, t, \theta), \dots, \psi_n(p_t, y, t, \theta))'$  و  $\psi_i(p_t, y, t, \theta)$  سمت راست معادله (۱۳) معین است.

یک مسأله مهم در تصریحات، مسأله درون‌زایی است. در ادبیات، امکان درون‌زایی با استفاده از حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای تکراری (3SLS) مورد بررسی قرار می‌گیرد، اما نتایج به‌طور کلی مشابه با تخمین‌های ارایه شده با روش زلنر تکراری است<sup>۱</sup>. دایورت و فاکس

۱- برای مثال، ر.ک به: بارنت و همکاران (۱۹۹۱).

(۲۰۰۴)، نشان دادند که ممکن است تخمین متغیرهای ابزاری بسیار منحرف کننده باشند، زیرا امکان دارد ابزارها به طور کامل برون‌زا نباشند و برنساید<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) نشان داد که نتایج می‌تواند وابسته به مجموعه ابزاری استفاده شده، متفاوت باشد. در این مقاله، از روش تخمین زلنر تکراری به عنوان روش بسیار معمول در این رابطه استفاده شده است. تخمین با نرم‌افزار TSP/GiveWin و فرآیند LSQ با بررسی شرایط نظام‌مندی به صورت زیر انجام شده است.

• مثبت بودن با این موضوع که آیا هزینه تخمین زده شده مثبت است، بررسی می‌شود

$$C(p, y, t) > 0$$

- یکنواختی با محاسبه مستقیم ارزش‌های نخستین بردار گرادیان تابع هزینه تخمینی نسبت به  $p$  بررسی می‌شود که در صورتی که  $\nabla_p C(p, y, t) > 0$  باشد، برقرار است.
- انحنا نیازمند این است که ماتریس هشین تابع هزینه شبه‌معین منفی باشد و با فاکتورگیری چولسکی ماتریس یادشده و بررسی این موضوع که آیا ارزش‌های چولسکی غیرمثبت هستند (زیرا ماتریس شبه‌معین اگر فاکتورهای چولسکی آن غیرمثبت باشد، منفی است<sup>۲</sup>)، انجام می‌شود. انحنا همچنین می‌تواند با بررسی مقادیر ویژه ماتریس هشین که شرایط یکنواختی را داراست، بررسی شود. این موضوع نیازمند آن است که مقادیر ویژه منفی یا صفر باشند.

#### ۴- ویژگی آماری متغیرها

محاسبه کمی بهره‌وری و کشش جانشینی بین عوامل تولید در اقتصاد ایران با استفاده از آمار مقطع زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۳ در مجموع ۴۰ مشاهده ( $T=40$ ) در دو حالت برای عوامل تولید و حامل‌های انرژی صورت پذیرفته است. آمار شامل شاخص‌های مقداری و قیمت برای ستانده و نهاده‌ها در بخش صنعت در دو حالت است.

در حالت اول، برای بررسی بهره‌وری و جانشینی بین عوامل تولید سرمایه، نیروی کار، گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی برای بخش صنعت اقتصاد ایران، چهار مدل نهاده ( $n=4$ ) تخمین

1- Burnside

۲- برای مطالعه بیشتر به نظریه ۳،۲ مطالعه لو (۱۹۷۸) مراجعه شود.

زده می‌شود. فراورده‌های نفتی شامل نفت گاز، بنزین، نفت کوره، گاز مایع و نفت سفید بوده و شاخصی از میانگین وزنی آنها لحاظ شده است. یادآوری می‌شود، دو حامل انرژی گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی در بین سایر حامل‌ها داری بالاترین سهم در هزینه تولید در بخش صنعت بوده و به‌عنوان شاخص نهاده انرژی در تحلیل‌ها استفاده شده‌اند. در حالت دوم و بررسی صرفاً بهره‌وری و جانشینی بین حامل‌های انرژی، تقاضای حامل‌های زغال‌سنگ، گاز طبیعی، برق و فراورده‌های نفتی برای بخش صنعت اقتصاد ایران تخمین زده می‌شود. فراورده‌های نفتی شامل نفت گاز، بنزین، نفت کوره، گاز مایع و نفت سفید بوده و شاخصی از میانگین وزنی آنها لحاظ شده است.

آمار مقادیر و قیمت تمام نهاده‌ها به‌جز نهاده‌های انرژی از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ایران و مرکز آمار اخذ شده است. آمار مقادیر و قیمت نهاده‌های انرژی برای بخش صنعت از گزارش‌های سالانه وزارتخانه‌های نفت و نیرو اقتباس شده است که به BTU با استفاده از واحدهای تبدیل EIA، تبدیل شده‌اند. علاوه بر این، از آمار GDP اسمی بخش صنعت و شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) موجود در گزارش‌های مختلف بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در مجموعه آماری مورد بررسی استفاده شده است.

تمام سری‌های قیمت به یک در سال ۱۳۸۳ نرمالایز شده‌اند و شاخص‌های مقداری برای ستانده و نهاده‌ها از تقسیم ارزش تولیدات یا هزینه‌های عوامل به شاخص قیمت نرمالایز شده متناظر به‌دست آمده‌اند.

همچنین شاخص‌های آماری استفاده شده برای متغیرهای مورد بررسی مطالعه به شرح زیر بوده است.



منبع	شاخص آماری	متغیر
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	ارزش افزوده گروه صنایع و معادن	ارزش افزوده بخش صنعت
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	شاخص بهای عمده‌فروشی برای مواد صنعتی غیر از مواد سوختنی معدنی	قیمت بخش صنعت
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	موجودی سرمایه خالص برای بخش صنعت	سرمایه بخش صنعت
بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	نرخ سود تسهیلات بانکی در بخش صنعت	قیمت سرمایه بخش صنعت
مرکز آمار ایران	تعداد شاغلان کارگاه‌های صنعتی (طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر)	نیروی کار بخش صنعت
مرکز آمار ایران	سرانه جبران خدمات شاغلان (طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر)	قیمت نیروی کار بخش صنعت
ترازنامه انرژی	مصرف برق - گاز طبیعی - زغال سنگ - فرآورده نفتی (میانگین وزنی بنزین، گاز مایع، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره) در بخش صنعت	مصرف حامل انرژی بخش صنعت
ترازنامه انرژی	قیمت برق - گاز طبیعی - زغال سنگ - فرآورده نفتی (میانگین وزنی بنزین، گاز مایع، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره) برای بخش صنعت	قیمت حامل انرژی بخش صنعت

نتایج آزمون‌های ریشه واحد و مانایی در جدول شماره ۱، برای متغیرهای مورد بررسی مطالعه ارایه شده است. یادآوری می‌شود، از آزمون دیکی فولر افزوده<sup>۱</sup> و دیکی فولر تعدیل شده<sup>۲</sup> با فرض لحاظ هر دو عرض از مبدأ و روند برای تعیین اینکه آیا سری، دارای ریشه واحد است یا خیر، استفاده شده است. علاوه بر این، از آنجا که آزمون ریشه واحد قدرت کمی در بررسی روند مانایی دارد، آزمون KPSS<sup>۳</sup> نیز برای بررسی فرضیه صفر مانایی استفاده شده است.

1- Dickey and Fuller (1981)

2- Elliot, Rothenberg, & Stock (1996)

3- Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin (1992)

جدول ۱- آزمون‌های ریشه واحد و مانایی

تفاضل اول لگاریتم				سطح لگاریتم			
KPSS( $\eta_{\tau}^1$ )	KPSS( $\eta_{\mu}^1$ )	DF - GLS( $\tau$ )	ADF( $\tau$ )	KPSS( $\eta_{\tau}^0$ )	KPSS( $\eta_{\mu}^0$ )	DF - GLS( $\tau$ )	ADF( $\tau$ )
				الف- ارزش افزوده بخش صنعت			
-۰/۱۲۹	-۰/۱۲۹	-۳/۸۳۴	-۳/۷۸۰	-۰/۱۹۸	-۰/۵۹۴	-۱/۸۵۵	-۲/۰۰۵
				ب- قیمت بخش صنعت			
-۰/۱۲۰	-۰/۲۳۰	-۴/۶۴۶	۳/۷۷۷	-۰/۱۹۹	-۰/۷۰۸	-۰/۰۵۲	۳/۴۸۶
				ج- سرمایه بخش صنعت			
-۰/۱۰۴	-۰/۱۲۲	-۳/۸۰۳	-۳/۴۲۵	-۰/۲۰۹	-۰/۶۳۶	-۳/۵۰۱	۳/۱۹۰
				د- قیمت سرمایه بخش صنعت			
-۰/۱۰۱	-۰/۱۱۶	-۵/۲۷۴	-۵/۱۴۰	-۰/۱۴۱	-۰/۶۳۹	-۱/۲۱۸	-۱/۱۳۴
				هـ- نیروی کار بخش صنعت			
-۰/۱۵۴	-۰/۱۷۶	-۷/۷۳۶	-۷/۵۴۴	-۰/۱۱۷۰	-۰/۷۶۲	-۳/۶۶۲	-۳/۳۶۱
				و- قیمت نیروی کار بخش صنعت			
-۰/۲۱۲	-۰/۳۰۱	-۴/۱۹۴	۶/۹۸۲	-۰/۱۹۵	-۰/۶۱۲	-۰/۳۳۴	۲/۲۷۹
				پ- برق بخش صنعت			
-۰/۱۲۵	-۰/۳۱۳	-۴/۵۳۵	-۴/۹۱۰	-۰/۲۰۷	-۰/۷۳۶	-۱/۱۶۶	-۰/۶۶۶
				ث- قیمت برق بخش صنعت			
-۰/۱۵۱	-۰/۲۲۰	-۵/۴۰۹	-۴/۲۷۶	-۰/۲۲۱	-۰/۶۹۱	-۰/۶۸۵	-۰/۴۰۶
				گ- گاز طبیعی بخش صنعت			
-۰/۱۱۱	-۰/۴۹۰	-۵/۰۰۱	-۳/۱۹۷	-۰/۱۹۰	-۰/۶۶۸	-۲/۱۵۸	۱/۶۱۹
				گ- قیمت گاز طبیعی بخش صنعت			
-۰/۱۳۴	-۰/۴۴۸	-۶/۷۶۱	-۴/۶۶۶	-۰/۱۸۱	-۰/۶۳۲	-۱/۴۳۶	۳/۱۸۸
				ن- زغال سنگ بخش صنعت			
-۰/۱۲۹	-۰/۱۲۷	-۵/۷۸۳	-۸/۳۳۳	-۰/۱۴۹	-۰/۶۴۶	-۲/۲۶۹	-۲/۷۰۶
				ص- قیمت زغال سنگ بخش صنعت			
-۰/۰۹۲	-۰/۳۱۴	-۴/۰۲۶	-۳/۵۵۷	-۰/۲۱۴	-۰/۶۷۸	-۱/۳۳۶	۳/۵۴۵
				ح- فرآورده نفتی بخش صنعت			
-۰/۰۸۵	-۰/۳۶۲	-۵/۵۷۵	-۵/۴۶۰	-۰/۱۶۰	-۰/۵۶۹	-۲/۶۸۰	-۲/۵۲۵
				خ- قیمت فرآورده نفتی بخش صنعت			
-۰/۱۱۵	-۰/۴۱۶	-۳/۲۳۰	-۵/۵۱۶	-۰/۱۷۶	-۰/۵۶۰	-۱/۷۳۱	۳/۴۹۴
				-۰/۱۴۶	-۰/۴۶۳	-۳/۱۹	-۳/۵۵۳
							%CV

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول شماره ۱، ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر ریشه واحد در سطح اطمینان معمول در هر دو آزمون آماری ADF و DF-GLS در بیشتر سری‌ها نمی‌تواند رد شود. علاوه بر این، فرضیه صفر مانایی در سطح معناداری معمول با آزمون KPSS در بیشتر سری‌ها رد می‌شود. از این رو، تمام متغیرهای مورد بررسی مطالعه ناماناست.

در جدول شماره ۱، همچنین آزمون‌های ریشه واحد و مانایی برای تفاضل اول لگاریتم سری‌های متغیرها تکرار شده است. فرضیه صفر آزمون‌های آماری ADF و DF-GLS رد می‌شود و فرضیه صفر آزمون KPSS رد نمی‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که تفاضل اول لگاریتم متغیرها مانا است.

با توجه به وجود ریشه واحد در لگاریتم سطوح متغیرها، در بخش بعدی و تخمین مدل از تفاضل اول لگاریتم سری‌های زمانی استفاده شده است.

### ۵- مشاهدات تجربی

برای تحلیل حاضر، پارامترهای تخمینی، TFP، کشش‌های قیمت خودی و متقاطع و کشش‌های جانشینی قیمت متقاطع موریشیما و آلن در دو حالت مطرح شده، ارائه شده است. در تمام جدول‌ها «C» نشان‌دهنده سرمایه، «I» نشان‌دهنده نیروی کار، «g» نشان‌دهنده گاز طبیعی، «e» نشان‌دهنده برق، «CO» نشان‌دهنده زغال‌سنگ و «O» نشان‌دهنده فرآورده نفتی است و اعداد در پرانتز ارزش  $p$  هستند.

نتایج حالت اول: جدول شماره ۲، شامل خلاصه نتایج مدل NQ برحسب پارامترهای تخمینی و نظام‌مندی (انحرافات مثبت بودن، یکنواختی و انحنا) برای مدل بدون و با اعمال شرایط انحنا براساس معادله پایه (۱۶)، است. آشکارا، مدل، مثبت بودن را در ۱۱ مشاهده نمونه و یکنواختی را در ۱۵ مشاهده نمونه، زمانی که قید انحنا اعمال نشده، تأمین نکرده است. همچنین انحراف انحنا مدل انعطاف‌پذیر NQ در ۴۰ مشاهده، زمانی که قید انحنا اعمال نشده است، دیده می‌شود. این موضوع، با شواهد به‌دست آمده در مطالعات فننگ و سرلتیز (۲۰۰۸) و سرلتیز و همکاران (۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۵) سازگار است. از این رو، به دلیل به‌دست نیامدن نظام‌مندی، با توجه به پیشنهادهای بارنت (۲۰۰۲) و مشابه مطالعات فننگ و سرلتیز (۲۰۰۸) و سرلتیز و همکاران (۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۵) مدل هزینه NQ با تحمیل قید انحنا مشابه روش پیشنهادی دایورت و والز (۱۹۸۷)، تخمین زده شده است. نتایج تخمین با اعمال قید انحنا در ستون دوم جدول شماره ۲، ارائه شده است. نتایج حاصل در مورد

انحرافات نظام‌مندی با اعمال قید انحنا نشان می‌دهد که تخمین انحناهای عمومی (در تمام قیمت‌های ممکن) در مدل NQ تعداد انحرافات انحنا را به یک و انحرافات یکنواختی و مثبت بودن را به صفر کاهش می‌دهد. براساس این، در ادامه، کشش‌های قیمت و کشش‌های جانشینی آلن و موریشیما براساس مدل اعمال قید انحنا آرایه می‌شود.

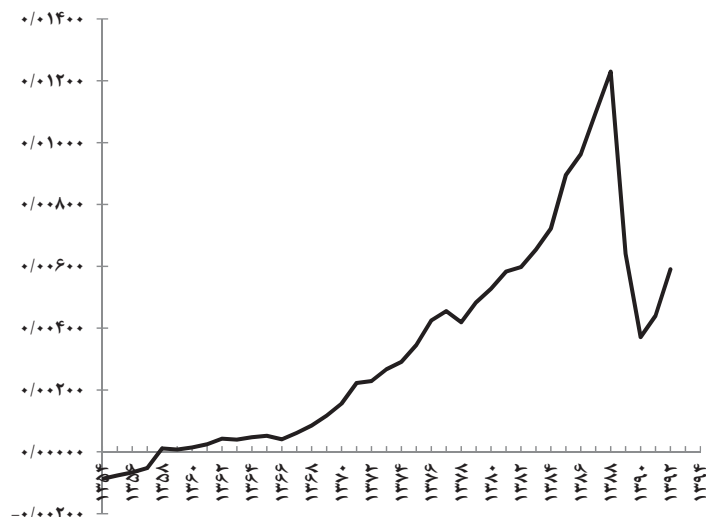
جدول ۲- پارامترهای تخمین زده شده مدل NQ در حالت اول

مدل		پارامتر
مقید	غیرمقید	
۰/۱۶۷۷ (۰/۸۸۸)	-۱/۸۳۸۳ (۰/۰۱۱)	$\beta_1$
۰/۴۲۵۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۴۱۷ (۰/۰۷۸)	$\beta_2$
۰/۰۲۵۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۵۲ (۰/۰۰۱)	$\beta_3$
۰/۳۵۵۶ (۰/۰۳۸)	-۰/۰۰۴۴ (۰/۴۹۳)	$\beta_4$
۰/۰۳۳۱ (۰/۴۴۴)	۰/۲۵۰۹ (۰/۰۰۰)	$\beta_{12}$
-۰/۰۰۶۰ (۰/۰۵۰)	۰/۰۰۲۶ (۰/۰۰۱)	$\beta_{13}$
۰/۰۳۲۴ (۰/۵۸۸)	۰/۰۱۹۱ (۰/۰۰۰)	$\beta_{14}$
۰/۰۰۵۹ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۰۳۴ (۰/۰۰۰)	$\beta_{23}$
-۰/۰۱۹۹ (۰/۵۶۷)	-۰/۰۱۷۳ (۰/۰۰۰)	$\beta_{24}$
۰/۰۱۰۰ (۰/۰۵۸)	۰/۰۰۲۴ (۰/۱۳۴)	$\beta_{34}$
۰/۰۰۰۱ (۰/۹۹۸)	۰/۱۷۳۴ (۰/۰۰۰)	$\beta_{1t}$
-۰/۰۰۶۲ (۰/۰۸۷)	۰/۰۱۶۰ (۰/۰۰۰)	$\beta_{2t}$
-۰/۰۰۰۲ (۰/۴۱۶)	۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۰)	$\beta_{3t}$
۰/۰۰۱۰ (۰/۸۸۹)	۰/۰۰۱۰ (۰/۰۰۰)	$\beta_{4t}$
۰	۱۱	انحرافات مثبت بودن
۰	۱۵	انحرافات یکنواختی
۱	۴۰	انحرافات انحنا

نکته: دوره مورد بررسی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ (T=۴۰) است. «۱» نشان‌دهنده سرمایه، «۲» نشان‌دهنده نیروی کار، «۳» نشان‌دهنده گاز طبیعی و «۴» نشان‌دهنده فراورده نفتی است. ارقام داخل پرانتز ارزش p هستند. مأخذ: محاسبات تحقیق.

TFP محاسباتی سالانه در نمودار شماره ۱، نشان داده شده است. نمودار شماره ۱، نشان می‌دهد که مقدار TFP در سال‌های ابتدایی (۱۳۵۳-۱۳۵۸) منفی است که دلایل آن می‌تواند وقوع اعتصابات و پیروزی انقلاب اسلامی باشد. در ادامه (۱۳۶۸-۱۳۵۹)، به دلیل بحران‌های سیاسی و جنگ این شاخص بسیار اندک بوده است. سپس، برای سال‌های بعد، دارای روند صعودی بوده که دلایل آن می‌تواند استفاده از ظرفیت‌های بیکار ماشین‌آلات و برطرف شدن مشکلات واحدهای تولیدی در زمینه تأمین مواد اولیه و قطعات یدکی ماشین‌آلات، پیشرفت فنی و به کارگیری تکنولوژی‌های جدید مانند فناوری اطلاعات، خارج شدن از شوک جنگ و افزایش درآمدهای نفتی باشد، اما در ادامه، روند رشد کاهشی شد که می‌توان دلایل آن را در فرسودگی ماشین‌آلات و عدم جایگزینی، تخصیص غیربهبینه منابع سرمایه‌گذاری، عدم توجه کافی به توجیحات فنی، اقتصادی و مالی در انتخاب پروژه‌ها، وجود انحصارات و شفاف نبودن قیمت عوامل تولید، انعطاف‌ناپذیری بازار کار، ناهماهنگی بین نوع شغل و مهارت نیروی کار و وجود نیروی انسانی مازاد دانست. علت روند افزایشی شاخص TFP در سال‌های اخیر احتمالاً در کاهش جهانی قیمت نفت و ارزان‌تر شدن نهاده و اجرای سیاست‌های حمایتی برای سرمایه‌گذاری در بخش صنعت بوده است.

در مجموع، میانگین شاخص TFP در دوره مورد بررسی، حدود ۰/۳۲٪ بوده است!



نمودار ۱- شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید تخمین زده شده برای بخش صنعت ایران در حالت اول  
 مأخذ: محاسبات تحقیق.

در ادامه، کشف‌های خودی و متقاطع بیان شده در میانگین نتایج، در بخش A جدول شماره ۳، ارائه شده است. علامت کشف‌های خودی قیمت  $\eta_{ij}$  منطقی بوده، زیرا همگی منفی و با ارزش مطلق کمتر از یک هستند که بیان‌کننده بی‌کشفی تقاضای هر چهار نهاد است. برای کشف‌های قیمت متقاطع،  $\eta_{ij}$  نظریه‌های اقتصادی علامت خاصی را پیش‌بینی نکرده‌اند.

۱- مقایسه TFP محاسباتی عوامل تولید و انرژی برای بخش صنعت ایران در حالت اول و دوم با TFP محاسباتی سازمان بهره‌وری ایران به دلیل لحاظ عوامل تولید و روش محاسباتی متفاوت امکان‌پذیر نیست. بدین صورت که در مطالعات سازمان بهره‌وری برای TFP عوامل تولید، نهاده‌ها شامل سرمایه و نیروی کار بوده و بهره‌وری برای نهاد انرژی جداگانه محاسبه شده است، اما در مطالعه حاضر هم‌زمان هر سه نهاد در محاسبه TFP عوامل تولید مدنظر بوده است. همچنین بهره‌وری به صورت تقسیم‌ستانده به نهاد در محاسبات سازمان تعریف شده و مدنظر بوده و به‌طور عمده رشد آن محاسبه شده است. براساس این، متوسط شاخص بهره‌وری محاسباتی براساس سال پایه ۱۳۸۳ برای بازه ۱۳۷۵-۱۳۹۳ توسط سازمان مزبور معادل ۱۰۳ بوده است.

جدول ۳- کشش محاسباتی بخش صنعت ایران در حالت اول

A. کشش‌های قیمت خودی و متقاطع				فاکتور i
$\eta_{io}$	$\eta_{ig}$	$\eta_{il}$	$\eta_{ic}$	
۰/۱۴۹	-۰/۰۳۰	۰/۱۰۰	-۰/۲۲۰	c
-۰/۰۸۸	۰/۰۲۶	-۰/۰۵۱	۰/۱۱۳	l
۰/۲۷۹	-۰/۲۶۵	۰/۱۴۱	-۰/۱۵۵	g
-۰/۰۵۶	۰/۰۲۲	-۰/۰۳۱	۰/۰۶۵	o

B. کشش جانشینی آلن				
$\sigma_{io}^a$	$\sigma_{ig}^a$	$\sigma_{il}^a$	$\sigma_{ic}^a$	
۰/۳۰۵	-۰/۶۹۵	۰/۵۳۹	-۱/۰۸۳	c
-۰/۱۸۹	۰/۷۲۳	-۰/۳۱		l
۰/۷۲۵	-۱۲/۷۷۷			g
-۰/۱۲۶				o

C. کشش جانشینی موریشما				
$\sigma_{io}^m$	$\sigma_{ig}^m$	$\sigma_{il}^m$	$\sigma_{ic}^m$	
۰/۲۰۵	۰/۲۳۷	۰/۱۵۰		c
-۰/۰۳۲	۰/۲۹۱		۰/۳۳۳	l
۰/۳۳۵		۰/۱۹۲	۰/۰۶۵	g
	۰/۲۸۷	۰/۰۲۰	۰/۲۸۵	o

نکته: دوره مورد بررسی، سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ (T=۴۰) است. «C» نشان‌دهنده سرمایه، «l» نشان‌دهنده نیروی کار، «g» نشان‌دهنده گاز طبیعی و «O» نشان‌دهنده فراورده نفتی است.  
 مأخذ: محاسبات تحقیق.

کشش جانشینی آلن در بخش B جدول شماره ۳، ارایه شده است؛ بدین صورت، مقایسه نتایج با تخمین‌های پیشین و همچنین بررسی اعتبار مدل حاضر امکان‌پذیر می‌شود. به‌طور ویژه، انتظار می‌رود، عبارت‌های قطری نشان‌دهنده کشش جانشینی خودی آلن برای انواع

نهادها منفی باشند. این انتظار به‌طور آشکار حاصل شده است. اگرچه عبارت‌های قطری در جدول همگی منفی هستند، برخی از تخمین‌ها بسیار بزرگ (در مقادیر مطلق) هستند؛ برای مثال، مورد گاز طبیعی که می‌تواند با  $\sigma_{ij}^a$  به صورت  $\sigma_{ij}^a = \eta_{ij}/s_j$  توضیح داده شود که می‌توان نشان داد وقتی سهم هزینه  $s_j$  اندک است،  $\sigma_{ij}^a$  بزرگ می‌شود. در مقابل، از آنجا که کشش جانشینی آلن نتایج مبهمی برای اجزای خارج از قطر ایجاد می‌کند، کشش جانشینی موریشیما برای بررسی رابطه جانشینی / مکملی بین عوامل تولید استفاده می‌شود. کشش جانشینی نامتقارن موریشیما در قسمت C جدول شماره ۳، گزارش شده است و همگی مثبت و کمتر از یک (به‌جز یک مورد) بوده که رابطه جانشینی ضعیف بین انواع نهادها را ارایه می‌دهد. به‌طور جزئی‌تر، همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود،  $\sigma_{cl}^m$  و  $\sigma_{lc}^m$  هر دو در نمونه مورد بررسی مثبت بوده است که بیان‌کننده جانشینی موریشیمای پایدار سرمایه و نیروی کار (بدون توجه به اینکه آیا قیمت سرمایه یا قیمت نیروی کار تغییر می‌کند)، است. نتایج مشابه برای سایر نهادها به‌جز  $\sigma_{lo}^m$  ملاحظه می‌شود. به عبارت دیگر، تنها استثنا کشش جانشینی موریشیما بین نیروی کار (l) و فراورده نفتی (o)،  $\sigma_{lo}^m$ ، بوده که  $-0.32$  است. این موضوع نشان‌دهنده درصد تغییرات در نسبت  $l/o$ ، هنگامی است که قیمت نسبی  $p_o/p_l$  با تغییر در  $p_l$  و ثابت نگه داشتن  $p_o$  تغییر می‌کند.

**نتایج حالت دوم:** نتایج برآورد پارامترها برای حالت دوم در جدول شماره ۴، ارایه شده است. آشکارا، مدل مثبت بودن را در تمام مشاهدات نمونه و یکنواختی را در اغلب مشاهدات نمونه (زمانی که قید انحنا اعمال نشده است) تأمین کرده است. در مقابل، انحراف انحنا مدل انعطاف‌پذیر NQ زمانی که قید انحنا اعمال نشده است، در ۴۰ مشاهده دیده می‌شود، از این رو، مدل با تحمیل قید انحنا، تخمین زده شده است. نتایج حاصل در مورد انحرافات نظام‌مندی با اعمال قید انحنا نشان می‌دهد که تخمین انحنا عمومی (در تمام قیمت‌های ممکن) در مدل NQ، تعداد انحرافات انحنا و یکنواختی را به ترتیب به ۱۱ و صفر کاهش می‌دهد. البته، باعث افزایش اندک در انحراف مثبت بودن از صفر به یک می‌شود. براساس این، در ادامه، کشش‌های قیمت و کشش‌های جانشینی آلن و موریشیما براساس مدل با اعمال قید انحنا برای آمار بخش صنعت ارایه می‌شود.



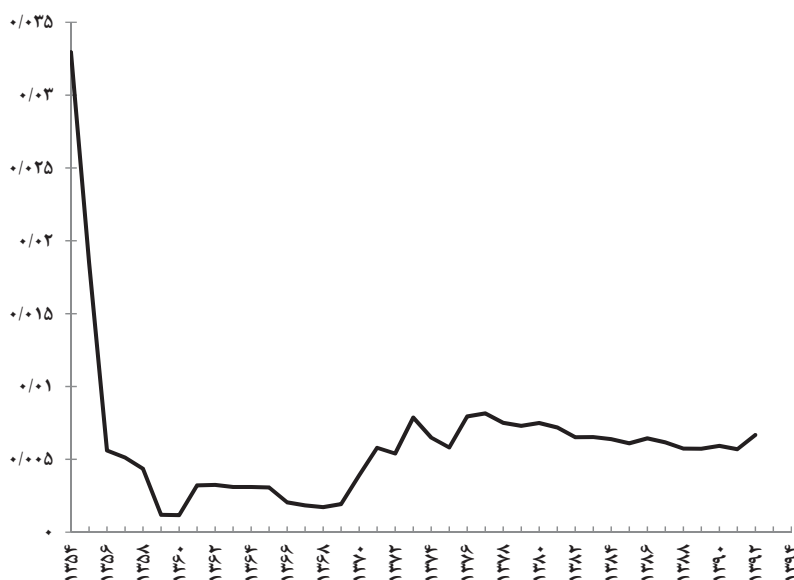
جدول ۴- پارامترهای تخمین زده شده مدل NQ در حالت دوم

مدل		پارامتر
مقید	غیرمقید	
۰/۱۶۴۵ (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۹۸ (۰/۰۰۰)	$\beta_1$
۰/۴۱۵۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۴ (۰/۰۱۳)	$\beta_2$
۰/۰۲۵۱ (۰/۰۰۴)	۰/۰۲۵۱ (۰/۰۰۰)	$\beta_3$
۰/۳۴۸۴ (۰/۰۰۲)	۰/۰۳۳۵ (۰/۰۰۰)	$\beta_4$
۰/۰۳۲۴ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۲۳۰۲ (۰/۰۰۰)	$\beta_{12}$
۰/۰۰۵۸ (۰/۰۱۵۵)	۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۷۰)	$\beta_{13}$
۰/۰۳۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۵۷ (۰/۰۰۰)	$\beta_{14}$
۰/۰۰۵۴ (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۴۳۰)	$\beta_{23}$
-۰/۰۱۹۴ (۰/۰۱۹۵)	۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۰۲)	$\beta_{24}$
۰/۰۱۳۳ (۰/۰۰۲۰)	-۰/۰۰۰۲۵ (۰/۰۰۰۰)	$\beta_{34}$
۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۹۴۹)	۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۰۰)	$\beta_{1t}$
-۰/۰۰۰۶۱ (۰/۰۱۴۶)	۰/۰۰۰۴ (۰/۰۰۳۵)	$\beta_{2t}$
-۰/۰۰۰۰۲ (۰/۰۰۵۵۳)	۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰۰۱)	$\beta_{3t}$
-۰/۰۰۰۱۰ (۰/۰۰۸۴۱)	-۰/۰۰۰۰۵ (۰/۰۰۰۰)	$\beta_{4t}$
۱	۰	انحرافات مثبت بودن
۰	۴	انحرافات یکنواختی
۱۱	۴۰	انحرافات انحنای

نکته: دوره مورد بررسی، سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ (T=۴۰) است. «۱» نشان‌دهنده زغال‌سنگ، «۲» نشان‌دهنده گاز طبیعی، «۳» نشان‌دهنده برق و «۴» نشان‌دهنده فرآورده نفتی است. ارقام داخل پرانتز ارزش p هستند. مأخذ: محاسبات تحقیق.

TFP محاسباتی سالانه در نمودار شماره ۲، نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود، مقدار TFP در دو سال ابتدایی بالا بوده و سپس، به شدت کاهش یافته است که می‌تواند به دلیل وقوع اعتصابات و پیروزی انقلاب اسلامی و شروع جنگ تحمیلی باشد و سپس، بانوساناتی با روند اندک صعودی همراه بوده است که دلایل آن می‌تواند پیشرفت فنی و به‌کارگیری تکنولوژی‌های جدید مانند فناوری اطلاعات، خارج شدن از شوک جنگ و افزایش

درآمدهای نفتی باشد. در مجموع، میانگین شاخص TFP در دوره مورد بررسی، حدود ۰/۶۲ درصد بوده است.



نمودار ۲- شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید تخمین زده شده برای بخش صنعت ایران در حالت دوم  
 مأخذ: محاسبات تحقیق.

در ادامه، کشش‌های خودی و متقاطع بیان شده در میانگین نتایج، در بخش A جدول شماره ۵، ارایه شده است. علامت کشش‌های خودی قیمت  $\eta_{iii}$  منطقی است، زیرا همگی منفی و با ارزش مطلق کمتر از یک هستند که بیان‌کننده بی‌کششی تقاضای هر چهار نهاده است.

جدول ۵- کشش محاسباتی بخش صنعت ایران در حالت دوم

D. کشش‌های قیمت خودی و متقاطع				فاکتور i
$\eta_{io}$	$\eta_{ie}$	$\eta_{ig}$	$\eta_{ic}$	
۰/۳۰۳	۰/۰۵۷	۰/۲۱۴	-۰/۵۷۴	c
-۰/۰۸۹	-۰/۰۰۴	-۰/۰۶۷	۰/۱۶۱	g
۰/۲۹۵	-۰/۶۴۰	-۰/۰۲۰	۰/۳۸۱	e
-۰/۰۹۰	۰/۰۱۲	-۰/۰۵۲	۰/۱۳۰	o
E. کشش جانشینی آلن				
$\sigma_{io}^a$	$\sigma_{ie}^a$	$\sigma_{ig}^a$	$\sigma_{ic}^a$	
۰/۵۵۱	۱/۳۰۹	۰/۶۹۴	-۲/۴۱۶	c
-۰/۱۶۹	-۰/۰۳۶	-۰/۲۳۰		g
۰/۴۶۹	-۲۰/۶۵۴			e
-۰/۱۶۴				o
F. کشش جانشینی موریشیما				
$\sigma_{io}^m$	$\sigma_{ie}^m$	$\sigma_{ig}^m$	$\sigma_{ic}^m$	
۰/۳۹۲	۰/۶۹۷	۰/۲۸۲		c
۰/۰۰۰۲	۰/۶۳۶		۰/۷۳۵	g
۰/۳۸۵		۰/۰۴۷	۰/۹۳۸	e
	۰/۶۵۱	۰/۰۱۵	۰/۷۰۵	o

نکته: دوره مورد بررسی، سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۳ (T=۴۰) است. «CO» نشان‌دهنده زغال‌سنگ، «g» نشان‌دهنده گاز طبیعی، «e» نشان‌دهنده برق و «O» نشان‌دهنده فرآورده نفتی است. مأخذ: محاسبات تحقیق.

کشش جانشینی آلن در بخش B جدول شماره ۵، ارایه شده است. به‌طور ویژه، انتظار می‌رود، عبارت‌های قطری نشان‌دهنده کشش جانشینی خودی آلن برای انواع نهاده‌ها منفی باشند. این انتظار به‌طور آشکار حاصل شده است. کشش جانشینی نامتقارن موریشیما در قسمت C جدول شماره ۵، گزارش شده است و همگی مثبت و کمتر از یک بوده که رابطه

جانشینی ضعیف پایدار را بین انواع نهاده‌ها ارایه می‌دهد<sup>۱</sup>.

در کل، یافته‌ها بیان‌کننده آن هستند که اغلب عوامل تولید و حامل‌های انرژی، نشان‌دهنده جانشینی ضعیف هستند و جانشینی بین نهاده‌ها مشابه پیش‌بینی‌ها در نظریه‌ها کاملاً محدودند. شواهد ضعیفی از جانشینی بین عوامل تولید و حامل‌های انرژی در بخش صنعت با این واقعیت قابل بیان است که این بخش شامل انواع گسترده ماشین‌آلات با عوامل تولید و سوخت‌های مختلف بوده که جانشینی بین عوامل تولید و سوخت‌ها را امکان‌پذیر نمی‌کند. در نتیجه، انتقال بین نهاده‌ها و سوخت‌ها می‌تواند دشوار باشد.

همچنین در بررسی مدل اول، نهاده‌های تولید شامل سرمایه، نیروی کار، گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی هستند که نیروی کار و سرمایه به‌عنوان نهاده‌های غیرانرژی و نهاده گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی به‌عنوان نهاده‌های انرژی و فسیلی مدنظر بوده‌اند. در راستای اجرای سیاست‌های بهینه‌سازی انرژی و ملاحظات زیست‌محیطی انتظار می‌رود، تا حدی سایر نهاده‌های غیرانرژی جایگزین نهاده‌های انرژی و فسیلی شوند، اما کشش جایگزینی اندک برآوردی مؤید عدم تحقق چنین جایگزینی‌ای و همچنان مهم بودن این نهاده‌ها در تابع تولید بخش صنعت اقتصاد ایران است.

یادآوری می‌شود، این موضوع باید مدنظر باشد که می‌توان قیمت‌گذاری یارانه‌ای عوامل تولید، به‌ویژه حامل‌های انرژی و به‌طور ویژه گاز طبیعی و سوخت مایع در ساختار اقتصاد ایران را به‌عنوان یکی از عواملی که به بهره‌وری و جانشینی اندک بین عوامل تولید منجر شده است، مطرح کرد. بدین صورت که قیمت‌های یارانه‌ای و غیرواقعی به دور شدن تعادل بازار عوامل تولید از تعادل واقعی و بهینه پارتو منجر شده و تکنولوژی تولید بنگاه‌های اقتصادی و بهره‌گیری از عوامل تولید بر این ساختار و نه بر اساس بهینه، شکل گرفته است.

## ۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

مقادیر کمی برای شاخص TFP و کشش قیمت و جانشینی در دو حالت لحاظ کل عوامل تولید و لحاظ صرفاً حامل‌های انرژی برای بخش صنعت اقتصاد ایران با استفاده از آمار سالانه

۱- یادآوری می‌شود، نتایج اخذ شده از مطالعه با نتایج مطالعه جهانگرد، طائی و نادری (۱۳۹۱)، همخوانی دارد.

در مقطع زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۳ (در مجموع، ۴۰ مشاهده) برآورد شده است. برای این موضوع از رویکرد فرم تابعی انعطاف‌پذیر معروف درجه دوم نرمال شده انعطاف‌پذیر موضعی و بررسی شرایط نظام‌مندی استفاده شده است.

نتایج حاکی از آن است که متوسط شاخص TFP در دو حالت اندک و به ترتیب ۰/۳۲٪ و ۰/۶۲٪ بوده و کشش‌های هزینه‌ای آشکار می‌سازد که در کل، عوامل تولید و حامل‌های انرژی، کالاهایی نرمال در این بخش هستند. در بررسی اعتبارسنجی مدل، نشان داده شده که کشش جانشینی خودی آلن برای انواع عوامل تولید و حامل‌های انرژی منفی است. همچنین شواهد حاکی از مثبت و کمتر از واحد بودن کشش جانشینی موریشیما بین عوامل تولید و حامل‌های انرژی، به‌جز نیروی کار و فراورده نفتی، در صورت تغییر قیمت فراورده نفتی است که نشان‌دهنده جانشینی محدود عوامل تولید و حامل‌های انرژی در بخش صنعت اقتصاد ایران است.

براساس نتایج به‌دست آمده از تحقیق حاضر نکات زیر قابل توجه است:

۱- بهره‌وری بخش صنعت در وضعیت مطلوبی قرار ندارد و نیازمند تمهیدات لازم در راستای افزایش بهره‌وری عوامل تولید است. ۲- تکنولوژی نقش مهمی در تعریف امکان جانشینی بین انواع عوامل تولید ایفا می‌کند، به‌طوری که با سطوح بالای تکنولوژی، دشواری کمتری برای انتقال بین عوامل تولید وجود خواهد داشت؛ بنابراین، با توجه به قدیمی بودن تکنولوژی در کشور و عدم به‌روزرسانی آن، برای انعطاف‌پذیری بیشتر در انتقال عوامل تولید توصیه می‌شود، اجرای پروژه‌های بهینه‌سازی صورت پذیرد تا این انتقال را ساده کند. ۳- نتایج بیان‌کننده این واقعیت است که جانشینی بین انواع حامل‌های انرژی کاملاً محدود است و از این رو، سوخت‌های فسیلی همچنان نقش اصلی را به‌عنوان منابع انرژی در سال‌های آتی نزدیک دارا خواهند بود. بنابراین، انجام برخی پروژه‌ها از جمله کاهش انتشار کربن و ممانعت از تغییرات آب‌وهوایی نیازمند فعالیت بیشتر و تمرکز بر سیاست‌های انرژی است. همچنین از آنجا که جانشینی بین سوخت‌ها در آینده نزدیک محدود است، نیاز بیشتری برای تغییرات قیمت نسبی به‌منظور ایجاد انگیزه برای انتقال به اقتصاد با کربن کمتر وجود دارد.

## منابع

- اسلاملوئیان، کریم و علی حسین استادزاد (۱۳۹۳)، «برآورد کشتش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌ها در ایران با استفاده از تابع تولید CES چندمرحله‌ای»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، شماره ۹، صص ۲۵-۴۷.
- بزازان، فاطمه، میرحسین موسوی و فرناز قشمی (۱۳۹۴)، «تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رهیافت سیستمی)»، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، شماره ۱۴، صص ۱-۳۲.
- جهانگرد، اسفندیار، حسن طائی و مژگان نادری (۱۳۹۱)، «تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶۳، صص ۵۱-۸۵.
- خداداد کاشی، فرهاد و سیاوش جانی (۱۳۹۰)، «بررسی پویای رفتار تولیدکنندگان در استفاده از نهاده‌ها بر مبنای تابع تولید دومرحله‌ای CES، با تأکید بر اصلاح الگوی مصرف انرژی در تولید و ارتقای اشتغال»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۰، صص ۹۷-۱۲۴.
- سامتی، مرتضی، سعید همایونی راد و فاطمه کریم‌زاده (۱۳۸۶)، «بررسی سهم عامل نیروی کار در تابع هزینه صنایع»، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، شماره ۲، صص ۵-۲۴.
- منظور، داود و علی جدیدزاده (۱۳۹۱)، «محدودیت‌های نظام‌مندی در سیستم‌های توابع تقاضای انعطاف‌پذیر: مطالعه موردی تقاضای انرژی بخش خانگی کشور»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۳، صص ۱۴۵-۱۶۳.
- Barnett, W.A (2002), "Tastes and Technology: Curvature is not Sufficient for Regularity", *Journal of Econometrics*, 108, pp. 199-202.
- Barnett, W.A., J.Geweke, and M.Wolfe. (1991), "Semi-Nonparametric Bayesian Estimation of the Asymptotically Ideal Production Model", *Journal of Econometrics*, 49, pp. 5-50.
- Barnett, W.A., Pasupathy, M. (2003), "Regularity of the Generalized Quadratic Production Model: A Counterexample", *Econometric Reviews*, 22, pp. 135-154.
- Barnett, W.A. and A. Serletis (2008), "Consumer Preferences and Demand

- Systems”, *Journal of Econometrics*, 147, pp. 210-224.
- Berndt, E.R. and D. Wood (1975), “Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy”, *Review of Economics and Statistics* 57, pp. 259-268.
- Bentzen, J. and T. Engsted (1993), “Short-and Long-Run Elasticities in Energy Demand: A Cointegration Approach”, *Energy Economics*, 15, pp. 9-16.
- Blackorby, C. and R.R. Russell. (1989), “Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?” *American Economic Review*, 79, pp. 882-888.
- Burnside, C. (1996), “Production Function Regressions, Returns to Scale, and Externalities”, *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 177–201.
- Caves, D., Christensen, L.R (1980), “Global Properties of Flexible Functional Forms”, *American Economic Review*, 70, pp. 422–432.
- Diewert, W.E. (1973), “Functional Forms for Profit and Transformation Functions”, *Journal of Economic Theory*, 6, pp. 284-316.
- Diewert, W.E. (1974), “Applications of Duality Theory. In *Frontiers of Quantitative Economics (Vol. II)*, eds. M.D”, Intriligator and D.A. Kendrick. Amsterdam: North-Holland, pp. 106-171.
- Diewert, W.E. (1982), “The Duality Approach to Microeconomic Theory”, In: Arrow, K.J., Intriligator, M.D. (Eds.), *Handbook of Mathematical Economics*, vol. 2. North-Holland, Amsterdam, pp. 535–599.
- Diewert, W.E., Fox, K.J. (2004), “On the Estimation of Returns to Scale, Technical Progress and Monopolistic Markups”, *Journal of Econometrics*, 145, pp. 174-193.
- Diewert, W.E. and Fox, K.J. (2009), “The Normalized Quadratic Expenditure Function”, In *Quantifying Consumer Preferences*, Ed.: D.J. Slottje. Emerald, pp. 149-178.
- Diewert, W.E. and T.J. Wales (1987), “Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions”, *Econometrica*, 55, pp. 43-68.
- Diewert, W.E. and T.J. Wales (1988), “Normalized Quadratic Systems of Consumer Demand Functions”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 6, pp. 303-312.
- Feng, G. and A. Serletis (2008), “Productivity Trends in U.S. Manufacturing: Evidence from the NQ and AIM Cost Functions”, *Journal of Econometrics*, 142, pp. 281-311.
- Fuss, M.A. (1977), “The Demand for Energy in Canadian Manufacturing: An Example of the Estimation of Production Structures with Many Inputs”, *Journal of Econometrics*, 5, pp. 89-116.
- Hunt, L. and N. Manning (1989), “Energy Price- and Income- Elasticities of Demand: Some Estimates for the UK Using the Cointegration Procedure. Scottish”, *Journal of Political Economy*, 36, pp. 183-193.

- Lau, L.J. (1978), “Testing and Imposing Monotonicity, Convexity, and Quasi-convexity Constraints”, In: Fuss, M., McFadden, D. (Eds.), *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, vol. 1. North-Holland, Amsterdam, pp. 409–453.
- Pindyck, R.S. (1979), “Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An Inter- national Comparison”, *Review of Economics and Statistics*, 61, pp. 169-179.
- Serletis, A., Jadidzadeh , A. (2015), “Sectoral Interfuel Substitution in Canada: an Application of NQ Flexible Functional Forms”, *The Energy Journal*, forthcoming.
- Serletis, A., G. Timilsina, and O. Vasetsky. (2010), “International Evidence on Sectoral Interfuel Substitution”, *The Energy Journal*, 31, pp. 1-29.
- Serletis, A., G. Timilsina, and O. Vasetsky (2011), “International Evidence on Aggregate Short- Run and Long-Run Interfuel Substitution”, *Energy Economics*, 33, pp. 209-216.
- Shephard, R.W. (1953), “Cost and Production Functions”, Princeton: Princeton University Press.
- Solow, R. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39, pp. 312–320.
- Uzawa, H. (1964), “Duality Principles in the Theory of Cost and Production”, *International Economic Review*, 5, pp. 216-220.