

(مقاله پژوهشی)

تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر اشتغال استان های ایران:

رهیافت پانل دیتا نیمه پارامتری

رضا معبودی^{۱*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۰۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۰

چکیده

افزایش اشتغال و دستیابی به توسعه پایدار یکی از اهداف مهم اقتصاد ایران است. بخش صنعت به دلیل برخورداری از پیوند پسین و پیشین با سایر بخش های اقتصادی در ایجاد اشتغال و رشد تولید نقش کلیدی ایفا می کند. با توجه به اهمیت موضوع، هدف پژوهش بررسی تأثیر ارزش افزوده صنعت بر اشتغال کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ است. به منظور تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها نخست بر پایه نسبت ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی، استان های کشور به دو گروه استان های برخوردار از سهم ارزش افزوده صنعت بالا و استان های دارای سهم ارزش افزوده صنعت پایین تفکیک شدند؛ سپس در هر گروه اثر ارزش افزوده صنعت بر اشتغال با استفاده از رهیافت پانل دیتا نیمه پارامتری به روش بالتاگی و لی برآورد شد. یافته های بخش پارامتری نشان دادند در هر دو گروه افزایش ارزش افزوده بخش صنعت و موجودی سرمایه به افزایش معنادار اشتغال و افزایش دستمزد حقیقی به کاهش معنادار اشتغال منجر می شوند؛ هرچند اشتغال در گروه اول بیشتر از گروه دوم تحت تاثیر ارزش افزوده بخش صنعت قرار دارد. افزایش بهره وری کل عوامل تولید در هر دو گروه به کاهش اشتغال منجر می شود، ولی کاهش اشتغال تنها در گروه اول معنادار است. برآورد بخش ناپارامتری حاکی است تأثیر سرمایه انسانی بر اشتغال در هر دو گروه استان ها مثبت و معنادار است؛ با این تفاوت که در استان هایی که سهم ارزش افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، ارتباط سرمایه انسانی و اشتغال به صورت غیرخطی و دارای بازدهی نزولی است. به بیان دیگر، میزان واکنش اشتغال به سرمایه انسانی در سطوح پایین سرمایه انسانی بیشتر از سطوح بالای سرمایه انسانی است. از سوی دیگر در گروه دوم که سهم ارزش افزوده صنعت پایین تر از سطح میانگین است، اثر سرمایه انسانی بر اشتغال خطی و مثبت است.

کلید واژه ها: ارزش افزوده بخش صنعت، اشتغال، رویکرد داده های پانلی نیمه پارامتری، ایران.

طبقه بندی JEL: L60, J21, E24, D24, C23.

۱. مقدمه

مسئله اشتغال یکی از اولویتهای و دغدغه‌های سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی است. بخش‌های مختلف اقتصادی سهم‌های متفاوتی در اشتغال‌زایی و جذب نیروی کار دارند؛ از این‌رو شناخت و بررسی عملکرد بخش‌های مختلف تولید در رابطه با تقاضای نیروی کار مهم است.

بخش صنعت از بخش‌های مهم اقتصادی است که از طریق افزایش تخصص و تقسیم‌کار، خلق فرصت‌های شغلی جدید، رفع نیازهای فن‌آوری و ماشین‌آلات سایر بخش‌ها، به‌کارگیری نیروی کار ماهر و افزایش سطح تحقیق و توسعه از یک‌سو نیازهای اساسی و رفاهی افراد را برطرف می‌سازد و از سوی دیگر تغییرات نهادی و اجتماعی مطلوب ایجاد می‌کند. بنابراین جایگاه صنعت در نیل و دستیابی به توسعه اقتصادی غیرقابل‌انکار و برجسته است. از آنجاکه ارزش‌افزوده اقتصادی در فرآیند تولید کالا و خدمات تحقق پیدا می‌کند، تغییرات ارزش‌افزوده بخش صنعت می‌تواند به تغییرات اشتغال منتهی شود. در واقع افزایش ارزش‌افزوده صنعت به افزایش درآمد و افزایش تقاضای کالاها و خدمات صنعتی در بازار منجر می‌گردد که در نهایت افزایش تولید کل و افزایش اشتغال را به همراه دارد (جمالیا، ۲۰۱۶: ۳۹۱).

بررسی شواهد تجربی اقتصاد ایران نشان می‌دهد سهم اشتغال نیروی کار در بخش صنعت از ۳۰/۳ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۳۱/۹ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. همچنین در زمان مشابه سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید کل از ۱۳/۷۳ به ۱۶/۳ درصد رسیده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶). از این‌رو، در اقتصاد ایران بخش صنعت هم از نظر اشتغال و هم از نظر ارزش‌افزوده اقتصادی از جایگاه قابل‌توجهی برخوردار است؛ در این راستا سؤال مهم این است که آیا رابطه مثبتی بین ارزش‌افزوده بخش صنعت و اشتغال کشور وجود دارد یا خیر؟ با توجه به اهمیت موضوع، فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ارزش‌افزوده بخش صنعت بر اشتغال با استفاده از داده‌های استانی کشور طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۵ آزمون می‌شود. به‌منظور تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها نخست، نسبت "ارزش‌افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی" در هر استان محاسبه می‌شود و براساس آن استان‌های کشور به دو گروه تقسیم می‌شوند: گروه اول دربرگیرنده استان‌هایی است که سهم ارزش‌افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است؛ گروه دوم نیز شامل استان‌هایی است که سهم ارزش‌افزوده صنعت پایین‌تر از سطح میانگین است. سپس در هر گروه، میزان اثرگذاری ارزش‌افزوده صنعت بر متغیر اشتغال با به‌کارگیری رهیافت داده‌های پانلی نیمه پارامتری به روش اثرات ثابت بالتاگی و لی^۲ (۲۰۰۲) برآورد و تحلیل می‌شود. سازمان‌دهی پژوهش به این شکل است که در ادامه و در بخش دوم ادبیات موضوع مرور می‌شود. روش‌شناسی و متغیرهای پژوهش در بخش سوم تبیین

1. Jamaliah

2. Baltagi and Li

می‌شوند. یافته‌های تجربی در بخش چهارم گزارش می‌شوند. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

در بخش مبانی نظری ابتدا نقش صنعت در اقتصاد بررسی می‌شود. سپس، ارتباط نظری بین ارزش افزوده بخش صنعت و اشتغال تبیین می‌گردد. در پایان نیز تابع تقاضای نیروی کار استخراج می‌شود.

نقش صنعت در اقتصاد

لویس^۱ (۱۹۵۴) با معرفی الگوی دو بخشی نشان می‌دهد تخصیص مجدد منابع و نیروی کار از بخش سنتی با ویژگی بهره‌وری و بازدهی پایین تولید به بخش مدرن با خصوصیت بهره‌وری و بازدهی بالا صورت می‌گیرد (پال^۲، ۲۰۱۸: ۹). از این روی همراه با رشد درآمد و عایدی سرمایه در بخش صنعت اشتغال می‌تواند افزایش یابد. کوزنتس^۳ (۱۹۵۵) به منظور ارائه فرضیه معروف خود مبنی بر رابطه‌ی کوهانی شکل بین نابرابری درآمدی و توسعه اقتصادی تحولات ساختاری تولید را بررسی کرد. وی بیان کرد تحولات ساختاری صورت گرفته در کشورهای مورد مطالعه به صورت کاهش سهم بخش کشاورزی در تولید کل و انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی با ویژگی درآمد پایین به بخش غیر کشاورزی (صنعت) با خصوصیت درآمد بالا رخ داده است. در این زمینه کوزنتس نشان داد رابطه‌ی مثبتی بین رشد درآمد و اشتغال در بخش صنعت وجود دارد (کوزنتس، ۱۹۵۵: ۱۷). هیرشمن^۴ (۱۹۵۸) با ارائه نظریه رشد نامتوازن، بخش صنعت را به دلیل کارایی بالاتر و داشتن بیشترین پیوند پسین و پیشین با ساختار تولید اقتصادی به بخش‌های کشاورزی و خدمات ارجح می‌داند. بخش صنعت دارای اثرات مستقیم و آثار خارجی مثبت است که از طریق افزایش بهره‌وری تولید و صرفه‌جویی در هزینه‌ها ایجاد می‌شوند که در مراحل بعدی زنجیره تولید سود اقتصادی را افزایش می‌دهند. بنابراین رشد بخش صنعت می‌تواند به طور مثبت کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد (فیگوریو و اولویریا^۵، ۲۰۱۶: ۱۹۰). کالدور^۶ (۱۹۶۶) با تأکید بر اهمیت بخش صنعت در رشد اقتصادی و در نظر گرفتن بازده صعودی نسبت به مقیاس سه قانون شامل یک) وجود رابطه‌ی مثبت بین رشد اقتصادی و رشد بخش صنعت؛ دو) وجود ارتباط مثبت بین

-
1. Lewis
 2. Paul
 3. Kuznets
 4. Hirschman
 5. Figueiredo and Oliveira
 6. Kaldor

رشد تولید و رشد بهره‌وری نیروی کار در صنایع تولیدی؛ سه) وجود رابطه مثبت بین رشد بهره‌وری نیروی کار در صنایع تولیدی و رشد بهره‌وری کل اقتصاد را مطرح می‌کند. از نظر وی، بخش صنعت دارای آثار خارجی مثبت است که در مجموع رشد اقتصادی را به صورت مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد (مرکان و همکاران^۱، ۲۰۱۵: ۱۴۱-۱۴۰). در نهایت کالدور (۱۹۷۵) بیان می‌دارد در صنایع تولیدی رابطه مثبتی بین رشد اشتغال و رشد تولید وجود دارد (والویک^۲، ۱۹۹۲: ۴۹). از نگاه میردال^۳ (۱۹۶۸) صنعت مدرن افزایش بهره‌وری نیروی کار، ارتقای ارزش افزوده و رشد تولید ملی را در پی دارد؛ افزایش تولید به افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بخش صنعت منتهی می‌شود؛ رشد سرمایه‌گذاری نیز در نهایت تولید و درآمد را افزایش می‌دهد. توسعه و تکرار این فرآیند، اقتصاد را از مرحله خیز اولیه وارد مرحله رشد اقتصادی پایدار می‌کند که در آن اقتصاد به منابع داخلی متکی است. صنعتی‌شدن از طریق افزایش درآمد افراد جامعه به افزایش تقاضا برای محصولات بخش کشاورزی منجر می‌شود؛ افزایش تقاضای تولیدات کشاورزی تا زمانی ادامه دارد که بخش مدرن اقتصاد بتواند اشتغال و قدرت خرید بیشتر برای افراد جامعه فراهم کند. میردال این اثرات انتشار^۴ را از طریق تغییرات عرضه و تقاضا معرفی می‌کند. از مجرای عرضه کاهش هزینه‌های تولید و از مجرای تقاضا سرمایه‌گذاری داخلی تولید بخش صنعت و بخش‌های دیگر را بهبود می‌بخشند (میردال، ۱۹۶۸: ۱۱۵۱-۱۱۵۰).

سرکین و چنری^۵ (۱۹۸۹) معتقد هستند وقتی اقتصاد از رشد سراسری برخوردار می‌شود، بخش صنعت نقش پیش‌رو را خواهد داشت و سریع‌تر از سایر بخش‌ها رشد می‌کند. وی مشاهده کرد در کشورهای دارای درآمد پایین، سهم تولید بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی پایین و مشارکت آن در رشد اقتصادی حداقل است. با این حال، با افزایش تقاضای داخلی اقتصاد و مزیت نسبی میزان تولید بخش صنعت افزایش می‌یابد؛ برخورداری از رشد سریع‌تر تولید در بخش صنعت افزایش رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار را در پی خواهد داشت (سرکین و چنری، ۱۹۸۹: ۱۵۷). میر^۶ (۲۰۰۳) معتقد است کشورها برای صنعتی‌شدن به ترتیب پنج مرحله را طی می‌کنند؛ افزایش صادرات کالاهای وابسته به منابع طبیعی؛ افزایش مشارکت نیروی کار غیرماهر در تولید کالاهای صادراتی؛ افزایش نیروی کار ماهر و نیمه‌ماهر در تولید کالاهای صادراتی؛ افزایش صادرات کالاهای تولیدی سرمایه‌بر؛ افزایش صادرات کالاهای تولیدی با فن‌آوری بالا. به نظر وی صنعتی‌شدن راهی برای توسعه اقتصادی و افزایش مشارکت نیروی کار فعال در فرآیند تولید است (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۹۰: ۵). ویس^۷ (۲۰۰۵) بیان می‌کند بخش

1. Mercan et al.
2. Wulwick
3. Myrdal
4. Spread Effects
5. Syrquin and Chenery
6. Meier
7. Weiss

صنعت در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی فرصت بیشتری برای انباشت سرمایه، کاهش هزینه متوسط تولید از طریق افزایش تولید و تقاضای فن‌آوری‌های جدید فراهم می‌کند.

ارتباط ارزش افزوده بخش صنعت و اشتغال

قانون اوکان^۱ (۱۹۶۲) رابطه مثبت بین رشد اشتغال و رشد تولید را توضیح می‌دهد (بلانچارد و یوهانسون^۲، ۲۰۰۰: ۳۱)؛ به این نحو که با افزایش سه درصد در رشد اقتصادی میزان بیکاری در حدود یک درصد کاهش می‌یابد. تولید از مجموع ارزش عوامل تولید اقتصادی و هزینه کالاهای واسطه‌ای که در فرآیند تولید مشارکت دارند، حاصل می‌شود. از این‌روی ارزش افزوده که به معنای ارزش تولید منهای هزینه کالاهای واسطه‌ای است، معیاری برای انعکاس سهم عوامل اقتصادی در تولید کالا محسوب می‌گردد. بنابراین ارتباط اشتغال و تولید و همچنین رابطه‌ی تولید و ارزش افزوده بخش صنعت مجرای اصلی و مستقیم در اثرگذاری ارزش افزوده صنعت بر اشتغال است که مطابق آن برای تولید هر واحد کالا به میزان مشخصی از نیروی کار نیاز است. تأثیر غیرمستقیم ارزش افزوده بخش صنعت بر اشتغال نیز از طریق مجرای تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای سایر بخش‌های اقتصاد رخ می‌دهد که در نهایت به افزایش تولید کالاهای واسطه‌ای و به‌کارگیری نیروی کار بیشتر منتهی می‌شود (ملر و مرفان^۳، ۱۹۸۱). در مجموع افزایش ارزش افزوده بخش صنعت به رشد اشتغال منتهی می‌شود. از این‌روی، رابطه اشتغال و رشد اقتصادی را می‌توان از سمت تقاضای اقتصاد تحلیل کرد. در این مورد کینز^۴ (۱۹۳۶) توضیح می‌دهد تغییرات تقاضای کل به تغییر رشد اقتصادی منجر می‌شوند که به دنبال خود تغییر در اشتغال را در پی دارد؛ بنابراین با افزایش رشد اقتصادی سطح اشتغال افزایش می‌یابد (دامترسکو^۵ و همکاران، ۲۰۰۹). بر این اساس، تقاضای نیروی کار (L) به صورت تابعی از سطح تولید (v) به صورت $L = g(v)$ در نظر گرفته می‌شود. در این حالت می‌توان نشان داد برای تولید سطح مشخصی از محصول به چه میزان نیروی کار نیاز است.

استخراج تابع تقاضای نیروی کار

برای استخراج تابع تقاضای نیروی کار از لم شفارد^۶ (۱۹۵۳) و تابع هزینه بنگاه استفاده می‌شود. تولید بنگاه تابعی از نیروی کار L و سایر عوامل تولید X از جمله سرمایه است؛ قیمت عوامل تولید ثابت و سطح تولید محصول مشخص است. اگر C تابع هزینه بنگاه، v تولید، w دستمزد حقیقی، r قیمت حقیقی سایر عوامل تولید، A هزینه ثابت باشند، مساله بهینه‌سازی بنگاه به صورت زیر مطرح می‌شود:

1. Okun's Law
2. Belanchard and Johanson
3. Meller and Merfan
4. Keynes
5. Dumitrescu
6. Shephard's Lemma

$$\begin{aligned} \text{Min } C(v, w, r) &= A + wL + rX \\ \text{Subject to: } f(v) &= \bar{v} (\bar{v} \text{ given}) = L^\alpha X^\beta \end{aligned} \quad (1)$$

تابع هزینه همگن از درجه یک است و با متغیرهای مستقل رابطه خطی دارد. با تشکیل تابع لاگرانژ مطابق رابطه (۲) و مشتق گرفتن از آن نسبت به دستمزد، تابع تقاضای نیروی کار (۳) استخراج می‌شود.

$$\mathcal{L}(v, w, r, \lambda) = (A + wL + rX) + \lambda(f(v) - L^\alpha X^\beta) \quad (2)$$

$$L^d = \frac{\partial \mathcal{L}(v, w, r, \lambda)}{\partial w} = \Lambda w^\alpha r^\beta v^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \quad (3)$$

در رابطه فوق $\Lambda = (\alpha/\beta)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}}$ است و λ ضریب لاگرانژ را نشان می‌دهد. از لحاظ نظری افزایش سهم "تولید بخش صنعت به تولید کل" به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود (سزیرما و ورسپاگن^۱، ۲۰۱۵). از این روی، با توجه به اثر مستقیم ارزش افزوده صنعت بر تولید و همچنین تأثیر مستقیم تولید بر اشتغال نتیجه گرفته می‌شود افزایش ارزش افزوده صنعت می‌تواند به افزایش اشتغال منجر شود. از این روی، با گرفتن لگاریتم از رابطه (۳) و قرار دادن ارزش افزوده صنعت در تابع (۳) به عنوان شاخصی از تولید، تقاضای نیروی کار به صورت معادله (۴) به دست می‌آید.

$$L^d(AV, w, r) = \ln \Lambda + \alpha \ln w + \beta \ln r + \Theta \ln AV, \quad \Theta = 1/(\alpha + \beta) \quad (4)$$

به لحاظ نظری تقاضای نیروی کار با ارزش افزوده صنعت رابطه مثبت و با دستمزدهای حقیقی دارای رابطه منفی است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

بررسی پیشینه پژوهش حاکی است برخی مطالعات به تأثیر مثبت و برخی دیگر به تأثیر منفی ارزش افزوده صنعت بر اشتغال تأکید دارند. گروه اول نشان می‌دهند افزایش ارزش افزوده صنعت به افزایش تقاضای نیروی کار و در نتیجه افزایش اشتغال منجر می‌گردد. در مقابل، گروه دوم بیان می‌کنند رشد ارزش افزوده با افزایش اشتغال همراه نیست. زیرا، در بخش صنعت افزایش بهره‌وری عوامل تولید، ماشینی شدن سیستم تولید و پیشرفت فن آوری از جمله عوامل مهمی هستند که با توجه به ساختار و شرایط اقتصادی کشورها می‌توانند تقاضای نیروی کار را کاهش دهند. از این روی طی سال‌های اخیر برخی کشورها با وجود برخورداری از رشد اقتصادی مثبت، بدون افزایش نرخ اشتغال به سطح موردنیاز یا قابل تحقق تولید دست پیدا کرده‌اند که از آن تحت عنوان رشد بدون اشتغال^۲ نام

1. Szirmai and Verspagen

2. Jobless Growth

برده می شود (میرا، ۲۰۱۴). در ادامه مطالعاتی که قرابت بیشتری با موضوع پژوهش دارند، به تفکیک دو گروه فوق مرور می شوند.

۲-۱-۲. ارتباط مثبت بین ارزش افزوده و اشتغال

یوهانسون^۲ (۲۰۰۵) با استفاده از داده های دوره زمانی ۱۹۹۴-۱۹۹۸ تأثیر ورود و خروج بنگاه ها بر رشد صنعت کشور سوئیس را بررسی کرد. وی نشان می دهد تا زمانی که در صنعت بین رشد سریع بنگاه و تجربه های موفق تجاری آن بنگاه همبستگی مثبتی وجود دارد، با ورود بنگاه های جدید رشد صنعت نیز افزایش می یابد. لازمه استمرار رشد صنعت خروج بنگاه هایی است که در بازار محصول با شکست مواجه می شوند. از این روی، با در نظر گرفتن یک شرایط پویا تأثیر مثبت "ورود و خروج" بنگاه ها بر رشد صنعت بیشتر از زمانی است که ورود بنگاه ها به صنعت با محدودیت همراه باشد. از این روی، سیاست های اقتصادی که موانع ورود بنگاه های جدید و خروج آن ها را برطرف کنند، به تسهیل رشد بخش صنعت منجر می شوند.

جورجا و همکاران^۳ (۲۰۱۷) با بررسی داده های صنعتی کشورهای آلمان، سوئد و انگلستان طی دوره ۱۹۹۸-۲۰۰۸ نتیجه گرفتند اثر تغییرات تولید بر تغییرات اشتغال به میزان پراکندگی بنگاه ها در صنعت بستگی دارد؛ به طوری که با افزایش پراکندگی بنگاه ها تأثیر تولید بر اشتغال کاهش می یابد. از سوی دیگر، توزیع اندازه بنگاه مجرای انتقال تکانه تولید به صنعت است؛ هرچه مقدار تولید بنگاه بیشتر باشد، اثر انتقال تکانه تولید به بنگاه های صنعت کاهش می یابد. در بنگاه ها با اندازه کوچک، افزایش تقاضای تولید از طریق افزایش سود و ایجاد انگیزه برای تولید بیشتر تأثیر بسزایی در اشتغال بنگاه دارد. ساساهارا^۴ (۲۰۱۹) با تأکید بر نقش ارزش افزوده بخش های اقتصادی ارتباط اشتغال و صادرات کشورهای آمریکا، چین و ژاپن به سایر کشورها را بررسی کرد. وی با استفاده از جدول داده ستانده سال ۲۰۱۶ نشان می دهد در بخش های اقتصادی مانند خدمات، منابع طبیعی و پارچه که از ارزش افزوده بالایی برخوردار هستند، افزایش صادرات کالاها و خدمات به افزایش اشتغال منجر می شود.

در داخل کشور نیز مطالعات زیر اثر ارزش افزوده بر اشتغال را در بخش صنعت مثبت ارزیابی کرده اند. اکبریان و محتشمی (۱۳۸۵) به منظور بررسی تأثیر آزادسازی اقتصاد بر اشتغال بخش صنعت ایران نتیجه گرفتند طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۰ افزایش ارزش افزوده بخش صنعت از طریق افزایش سرمایه گذاری، تولید بخش صنعت را بهبود می بخشد و موجب افزایش اشتغال می شود (اکبریان و محتشمی، ۱۳۸۵: ۱۹۰-۱۸۸). امینی و منصور (۱۳۸۷) عوامل مؤثر بر اشتغال جوانان گروه سنی

1. Meier
2. Johanson
3. Gorga
4. Sasahara

۲۹-۲۰ کشور را در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۵ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند رشد تولید در بخش صنعت بیشترین تأثیر را بر اشتغال جوانان داشته است (امینی و منصوری، ۱۳۸۷: ۱۳۶). شهبازی و فتاحی (۱۳۹۶) به منظور دستیابی به سطح مطلوب و تخصیص بهینه سرمایه طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۸ تأثیر سرمایه بر اشتغال بخش صنعت ایران را بررسی کردند. یافته‌ها حاکی‌اند در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزش افزوده بخش صنعت و موجودی سرمایه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر اشتغال بخش صنعت داشته‌اند (شهبازی و فتاحی، ۱۳۹۶: ۱۶۰).

۲-۲-۲. ارتباط منفی بین ارزش افزوده و اشتغال

اومس و کالچوا^۱ (۲۰۰۷) به منظور بررسی وجود فرضیه بیماری هلندی در کشور روسیه در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۷ دریافتند افزایش وابستگی به درآمد نفت باعث کاهش رشد بخش صنعت و افزایش رشد بخش خدمات شده است. همچنین، افزایش قیمت نفت ضمن افزایش نرخ واقعی ارز سبب کاهش رشد بخش صنعت شده که با توجه به ارتباط اشتغال و تولید صنعت، طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۰۰ رشد اشتغال در بخش صنعت کاهش یافته است. اومس و کالچوا بیان کردند بخشی از کاهش اشتغال بخش صنعت به دلیل افزایش بهره‌وری بخش تولید بوده است. نیل بایلی و باسورث^۲ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای توصیفی روند تغییرات ارزش افزوده و اشتغال در صنایع تولیدی آمریکا را طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند به دلیل افزایش بهره‌وری نیروی کار با وجود رشد ارزش افزوده تولید، سهم اشتغال در بخش تولید کاهش یافته است. ها سمن^۳ و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۷ مربوط به ایالت‌های آمریکا و روش داده‌های پانلی تأثیر ارزش افزوده بخش صنایع کامپیوتر و الکترونیک را بر اشتغال و تولید ناخالص داخلی بررسی کردند. یافته‌ها حاکی‌اند به جز دوره رکود، ارزش افزوده حقیقی صنایع بر تولید ناخالص داخلی حقیقی تأثیر مثبتی داشته است. اما به علت افزایش بهره‌وری تولید، افزایش ارزش افزوده صنعت به کاهش اشتغال منجر شده است. بانگا^۴ (۲۰۱۶) با به کارگیری رویکرد داده‌های پانلی به دو روش گشتاورهای تعمیم یافته و اثرات ثابت تأثیر ارزش افزوده کالاهای صادراتی بخش‌های تولیدی صنعت، کشاورزی و خدمات را بر اشتغال کشور هند طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند ارزش افزوده تولید کالاهای نهایی صادراتی بر رشد اشتغال تأثیر منفی داشته‌اند. شفیرا و هایلو^۵ (۲۰۱۶) در مطالعه بین کشوری تأثیر تجارت کالاهای صنعتی بر اشتغال‌زایی را در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند کشورهای در حال توسعه برای اشتغال‌زایی در حدود ۴ درصد به رشد ده درصدی

1. Oomes and Kalcheva
2. Neil Baily and Bosworth
3. Houseman
4. Banga
5. Shiferaw and Hailu

ارزش افزوده صنعت نیاز دارند. در کشورهای توسعه یافته رشد ارزش افزوده و افزایش صادرات کالاهای صنعتی از کاهش اشتغال جلوگیری می کنند. آتر و سالومونس^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه بین کشوری مربوط به ۱۹ کشور توسعه یافته تأثیر بهره‌وری بر اشتغال را طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند در سطح کلان افزایش بهره‌وری تولید به افزایش درآمد نیروی کار و مصرف جامعه منجر شده و تداوم این چرخه تقاضای اشتغال را افزایش داده است. اما در سطح خرد افزایش بهره‌وری به پیشرفت فنی صنایع منجر شده و تقاضای استخدام بنگاه و اشتغال را کاهش داده است. عاصم اوغلو و رسترپو^۲ (۲۰۱۹) تأثیر خودکار شدن ماشین‌آلات و به‌کارگیری فن‌آوری را بر تقاضای نیروی کار طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۸۷ در صنایع مختلف آمریکا بررسی کردند. آن‌ها استدلال می‌کنند در هر بخش اقتصادی خودکار شدن ماشین‌آلات تقاضای نیروی کار را از طریق بهره‌وری، جایگزینی ماشین‌آلات بجای نیروی کار و تغییرات سهم ارزش افزوده تحت تأثیر قرار می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهند شتاب در خودکار سازی ماشین‌آلات همواره کاهش سهم نیروی کار در تولید و کاهش ایجاد وظایف جدید شغلی را در پی دارد. اما ایجاد وظایف جدید شغلی سهم نیروی کار در تولید صنعت را افزایش می‌دهد. در داخل کشور نیز مطالعات زیر ارتباط ارزش افزوده صنعت و اشتغال را منفی ارزیابی کرده‌اند. امینی و همکاران (۱۳۹۱) با تأکید بر نقش توسعه صادرات، عوامل مؤثر بر اشتغال در صنایع با فن‌آوری بالا را طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۴ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند ارزش افزوده صنعت، صادرات و سرمایه تحقیق و توسعه بر اشتغال تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای دستمزد واقعی، هزینه واقعی سرمایه و سرمایه سرانه تأثیر منفی و معناداری بر اشتغال داشته‌اند (امینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۶۸-۱۶۷). نصرالهی و پوشدوزباشی (۱۳۹۳) به منظور مطالعه تأثیر شاخص‌های آزاد سازی تجاری بر اشتغال صنعتی کشور نتیجه گرفتند طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۷۵ شاخص‌های نسبت صادرات به ارزش افزوده، نسبت واردات به ارزش افزوده و همچنین نسبت مجموع صادرات و واردات به ارزش افزوده بر اشتغال صنایع تولیدی ایران تأثیر منفی و معنی‌دار داشته‌اند (نصرالهی و پوشدوزباشی، ۱۳۹۳: ۳۲-۳۱).

باقری پرمهر و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش تغییرات زمانی در قالب الگوی فضا-حالت ارتباط اشتغال و ارزش افزوده در بخش صنعت ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۰ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند به‌جز بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۶۵ در سایر سال‌ها ارتباط ارزش افزوده و اشتغال در بخش صنعت منفی بوده است. آن‌ها نتیجه می‌گیرند بخش صنعت کشور در بیشتر سال‌ها با پدیده رشد بدون اشتغال مواجه شده است.

1. Autor and Salomons
2. Acemoglu and Restrepo

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. تصریح الگو و معرفی داده‌ها

با توجه به الگوی گویسن و اکسپوزیتو^۱ (۲۰۱۳) ارزش افزوده بر اشتغال نیروی کار دارای تأثیر مستقیم است. همچنین، بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد اشتغال نیروی کار تحت تأثیر دستمزد، موجودی سرمایه و بهره‌وری کل عوامل تولید است. بر این اساس، الگوی تجربی پژوهش بر اساس رابطه (۵) تصریح می‌شود:

$$L_{it} = f(V_{it}, \Gamma_{it}) \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

که در آن، L_{it} اشتغال، V_{it} ارزش افزوده بخش صنعت و Γ_{it} متغیر کنترل است و در برگیرنده دستمزد، بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی و موجودی سرمایه است؛ i استان‌ها و t دوره زمانی را نشان می‌دهند. برای حقیقی کردن متغیرهای اسمی از شاخص قیمتی مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۰ استفاده می‌شود. با لگاریتم گرفتن از رابطه (۵) الگوی پژوهش که نسبت به ضرایب خطی و نسبت به متغیرها غیرخطی است، به صورت معادله (۶) معرفی می‌شود.

$$l_{it} = \alpha_i + \beta v_{it} + \lambda \Gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

در معادله فوق، l_{it} لگاریتم اشتغال، v_{it} لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت و Γ_{it} متغیر کنترل است و در برگیرنده لگاریتم دستمزد، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، لگاریتم سرمایه انسانی و لگاریتم موجودی سرمایه است؛ α_i و ε_{it} نیز اثرات ثابت و جمله اخلاص رگرسیون هستند؛ β و λ به ترتیب ضرایب لگاریتم ارزش افزوده صنعت و بردار ضرایب متغیرهای کنترل را نشان می‌دهند.

به منظور اندازه‌گیری سرمایه انسانی از شاخص تعداد "نیروی کار دارای مدرک آموزش دانشگاهی" استفاده می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری موجودی سرمایه نخست، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در هر استان از مجموع "میزان سرمایه‌گذاری (تغییر در اموال سرمایه‌ای) کارگاه‌های صنعتی دارای ده نفر کارکن و بیشتر در ماشین‌آلات" و "میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان" محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از روش ذخیره سرمایه واقعی که در مطالعه دهقان شبانی و همکاران (۱۳۹۵) به کار گرفته شده میزان موجودی سرمایه محاسبه می‌گردد. برای این منظور رابطه موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری به صورت تابع نمایی $I_t = I_0 e^{Kt}$ تعریف می‌شود که در آن I_t و I_0 به ترتیب میزان سرمایه‌گذاری در سال اول و سرمایه‌گذاری در سال t را نشان می‌دهند. با لگاریتم‌گیری از تابع اخیر تابع $i_t = i_0 + Kt$ و برآورد آن میزان موجودی سرمایه K برای سال پایه (سال اول) محاسبه و با فرض استهلاک صفر موجودی سرمایه سال اول به دست می‌آید. برای سال‌های بعد با احتساب

متوسط نرخ استهلاک به میزان ۵ درصد و به کارگیری رابطه $K_{t+1} = \frac{K_t + I_{t+1}}{1 + \delta}$ موجودی سرمایه هر سال در هر استان محاسبه می‌شود.

روش گردآوری داده‌ها اسنادی و از نوع کتابخانه‌ای است که با توجه به آمار و اطلاعات حاصل از نتایج طرح آمارگیری نیروی کار و جمعیت مرکز آمار ایران، حساب‌های منطقه‌ای، سالنامه آماری نیروی کار، بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی و بخش داده‌های منتشر شده وزارت اقتصادی و دارایی کشور استخراج شده‌اند. قلمرو مکانی پژوهش در برگیرنده استان‌های کشور ایران و قلمرو زمانی داده‌ها محدود به دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ است. برای برآورد رابطه (۶) از روش پانل دیتا نیمه پارامتری بر پایه رویکرد اثرات ثابت بالتاگی و لی (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. مهم‌ترین نوع‌آوری پژوهش حاضر استفاده از روش پانل دیتا نیمه پارامتری در تبیین ارتباط بین ارزش افزوده بخش صنعت و اشتغال است.

به منظور بررسی تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر اشتغال، نخست استان‌های کشور براساس سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی هر استان به دو گروه تقسیم می‌شوند؛ استان‌هایی که در آن‌ها سهم ارزش افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است و استان‌هایی که سهم ارزش افزوده صنعت در آن‌ها پایین‌تر از میانگین است؛ سپس، الگوی پژوهش برای هر گروه برازش و تبیین می‌شود. طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴ متوسط سهم ارزش افزوده صنعت از تولید استان‌ها در بازه ۰/۳۴۸-۰/۱۷۱ قرار دارد. بر این اساس، استان‌های آذربایجان شرقی، اصفهان، بوشهر، تهران، خراسان شمالی، زنجان، سمنان، قزوین، قم، کرمان، مرکزی، هرمزگان و یزد که سهم ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی از میانگین بالاتر است در گروه اول و باقی استان‌ها یعنی آذربایجان غربی، اردبیل، ایلام، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خوزستان، سیستان و بلوچستان، فارس، کردستان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران و همدان در گروه دوم طبقه‌بندی می‌شوند. از آنجاکه اطلاعات استان البرز در بازه زمانی مورد مطالعه به صورت کامل وجود ندارد، برای سال‌هایی که دارای اطلاعات منتشر شده است، داده‌های آن با اطلاعات استان تهران ادغام می‌شود.

۳-۲. معرفی الگوی پانل دیتا نیمه پارامتری

قدرت تفسیر و تبیین نتایج حاصل از برآورد رگرسیون‌های پارامتری به تشخیص شکل تابعی رگرسیون بستگی دارد. به بیان دیگر، برآورد رگرسیون به روش پارامتری زمانی نتایج درستی را ارائه می‌کند که اطلاعات و دانش کافی در مورد شکل تابعی رگرسیون وجود داشته باشد. در غیر این صورت به دلیل وجود تورش تصریح الگو نتایج دقیقی استخراج نخواهند شد. از سوی دیگر، افزایش حجم نمونه لزوماً مشکل تورش تصریح را حل نکرده و برآورد در این حالت به ارائه یافته‌های گمراه‌کننده منجر خواهد

شد (اسکات^۱، ۱۹۹۲: ۳۳). از این روی در حالت نقض رابطه خطی بین متغیرها، برآوردگرهای خطی پارامترها را با تورش و به صورت ناسازگار برآورد می‌کنند. در مقابل، استفاده از روش‌های ناپارامتری بدون وارد کردن محدودیت‌های خاص و در نظر گرفتن فروض غیرواقعی امکان افزایش رابطه‌ی واقعی بین متغیر وابسته و توضیحی را فراهم کرده و پارامترها را بدون تورش برآورد می‌کنند.

ناداریا^۲ (۱۹۶۴) و واتسون^۳ (۱۹۶۴) استدلال می‌کنند برای برآورد ضرایب به روش ناپارامتری بدون در نظر گرفتن فروض خاص در رابطه با شکل تابعی رگرسیون می‌توان از تابع کرنل استفاده کرد. اما در روش ناپارامتری افزایش تعداد متغیرهای توضیحی به کاهش دقت برآوردگرها منجر می‌شود. برای رفع این مشکل از رویکرد نیمه پارامتری استفاده می‌شود. الگوی نیمه پارامتری دارای دو بخش خطی و غیرخطی است. بخش خطی براساس رویکرد پارامتری و بخش غیرخطی بر پایه رویکرد ناپارامتری برآورد می‌شوند. بسته به ویژگی داده‌ها و هدف پژوهش، الگوهای پانلی نیمه پارامتری را می‌توان به روش اثرات تصادفی و یا ثابت تخمین زد. همان‌گونه که ولدریچ^۴ (۲۰۰۲) نشان می‌دهد در صورت بروز همبستگی بین اثرات فردی و رگرسورها، تخمین‌زن‌های روش اثرات تصادفی به برآوردهای ناسازگاری منتهی می‌شوند (هندرسون و همکاران^۵، ۲۰۰۸: ۲۵۸). بر این اساس بالتاگی و لی (۲۰۰۲) الگوی پانل دیتا نیمه پارامتری ارائه کردند که هم بستری برای بررسی و تبیین روابط واقعی بین متغیر وابسته و توضیحی فراهم می‌کند و هم با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی و ابعاد ماتریس ضرایب، دقت برآورد کاهش نمی‌یابد. در این روش الگو با در نظر گرفتن اثرات ثابت ضرایب سازگاری را برآورد می‌کند. معادله (۷) الگوی پانلی نیمه پارامتری را برای حالتی که طول دوره زمانی از تعداد مقاطع کمتر است، معرفی می‌کند.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \theta + g(z_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

α_i اثرات ثابت فردی، بردار متغیرهای توضیحی قابل مشاهده با ابعاد $k_1 \times 1$ است؛ z_{it} بردار متغیرهایی است که به صورت غیرخطی در مدل وارد می‌شوند و دارای ابعاد $k_2 \times 1$ هستند؛ θ بردار ضرایب متغیرهای توضیحی قابل مشاهده است؛ i تعداد مقاطع و t زمان را نشان می‌دهند؛ ε_{it} نیز معرف جملات اخلاص با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ است؛ $g(\cdot)$ تابع هموار^۶ نام دارد که امکان در نظر گرفتن رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی را بدون در نظر گرفتن شکل تابعی خاص فراهم می‌کند.

-
1. Scott
 2. Nadaraya
 3. Watson
 4. Wooldridge
 5. Henderson
 6. Smooth Function

در معادله (۷) y_{it} معرف لگاریتم اشتغال است؛ x_{it} در برگیرنده متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده صنعت، لگاریتم دستمزد، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، لگاریتم موجودی سرمایه است؛ z_{it} نیز لگاریتم تعداد افراد دارای مدرک دانشگاهی را نشان می‌دهد که برای برآورد تابع هموار (بخش نیمه‌پارامتری) استفاده می‌شود. به‌منظور برآورد قسمت پارامتری رگرسیون (در بردار) و ارزش افزوده صنعت ابتدا برای از بین بردن اثرات فردی مشاهده نشده بین مقاطع یعنی α_i از معادله (۷) تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود:

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\theta + \{g(z_{it}) - g(z_{it-1})\} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (۸)$$

اگر تغییرات مرتبه اول هر متغیر با نماد بزرگ نشان داده شوند، در این صورت معادله (۸) را می‌توان به صورت فرم خلاصه‌شده معادله (۹) بازنویسی کرد.

$$Y_{it} = X_{it}\theta + G(z_{it}, z_{it-1}) + U_{it} \quad (۹)$$

فرم ماتریسی معادله (۹) به صورت رابطه (۱۰) نشان داده می‌شود که در آن Y بردار متغیرهای وابسته $NT \times 1$ است.

$$Y = X\theta + G + U \quad (۱۰)$$

همچنین بردارهای X ، G ، U و Z همگی دارای ابعاد $NT \times 1$ هستند. بالتاگی و لی (۲۰۰۲) معادله (۱۰) را با استفاده از روش اثرات ثابت نیمه پارامتری تخمین زدند. برای این منظور آن‌ها از K تابع پایه یعنی $p^k(z) = p_1(z) \dots p_k(z)$ برای برآورد تابع نامشخص $g(z)$ استفاده کردند. بنابراین با استفاده از معادله $p^k(z_{it}, z_{it-1})$ تابع $G(z_{it}, z_{it-1})$ برآورد می‌شود که در آن بردار $p^k(z)$ دارای ابعاد $K \times 1$ است. توابع $p^k(z_{it}, z_{it-1})$ و $G(z_{it}, z_{it-1})$ براساس معادلات (۱۱) و (۱۲) اندازه‌گیری می‌شوند.

$$p^k(z_{it}, z_{it-1}) \equiv p^k(z_{it}) - p^k(z_{it-1}) \quad (۱۱)$$

$$G(z_{it}, z_{it-1}) \equiv g(z_{it}) - g(z_{it-1}) \quad (۱۲)$$

به ازای هر K مشخص می‌توان متغیر p_{it}^k را از طریق رابطه (۱۳) تعیین کرد.

$$p_{it}^k = p^k(z_{it}, z_{it-1}) \quad (۱۳)$$

فرم گسترش‌یافته معادله (۱۳) بر حسب زمان و مقطع توسط بردار P تعریف می‌شود که دارای ابعاد $NT \times K$ است.

$$P = (p_{11}^k, p_{12}^k, \dots, p_{1T}^k, \dots, p_{N1}^k, p_{N2}^k, \dots, p_{NT}^k)' \quad (۱۴)$$

با استفاده از بردار P مقدار M برآورد می‌شود که تخمینی از عناصر Z است. یعنی؛

$$M = P(P'P)^{-1}P' \quad (15)$$

اگر معادله (۱۰) در M ضرب شود و نتیجه آن از معادله (۱۰) کسر شود، در این صورت معادله (۱۶) حاصل می‌شود.

$$Y - \bar{Y} = (X - \bar{X})\theta + (G - \bar{G}) + (U - \bar{U}) \quad (16)$$

در معادله فوق \bar{Y} ، \bar{X} و \bar{G} از ضرب متغیرهای Y ، X و G در عبارت M به دست آمده‌اند. همان گونه که بالتاگی و لی (۲۰۰۲) نشان می‌دهند با وجود ناشناخته بودن تابع $(G - \bar{G})$ از رگرس کردن $(Y - \bar{Y})$ بر روی $(X - \bar{X})$ به روش حداقل مربعات می‌توان ضرایب سازگاری از θ را تخمین زد که به صورت مجانبی نرمال هستند (بالتاگی و لی، ۲۰۰۲: ۱۰۸). بنابراین θ به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\hat{\theta} = [(X - \bar{X})'(X - \bar{X})]^{-1}(X - \bar{X})'(Y - \bar{Y}) \quad (17)$$

با جایگذاری $(Y - \bar{Y})$ از معادله (۱۶) در معادله (۱۷) مقدار $\hat{\theta}$ برابر است با:

$$\hat{\theta} = \theta + [(X - \bar{X})'(X - \bar{X})]^{-1}(X - \bar{X})'(G - \bar{G}) + (U - \bar{U}) \quad (18)$$

با برآورد $\hat{\theta}$ می‌توان تابع $\hat{g}(z)$ که تخمین سازگار جز ناپارامتری رگرسیون است محاسبه کرد.

$$\hat{g}(z) = p^k(z) \hat{\gamma} \quad (19)$$

که در آن $\hat{\gamma} = (P'P)^{-1}P'(Y - X\hat{\theta})$ است. پس از برآورد $\hat{\theta}$ و $\hat{\gamma}$ اثرات ثابت فردی، α_i یعنی برآورد می‌شوند. با در نظر گرفتن معادله (۳) خطای رگرسیون به صورت رابطه (۲۰) تخمین زده می‌شود:

$$\hat{u}_{it} = y_{it} - \alpha_i - x'_{it} \hat{\theta} = g(z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

برای برآورد تابع $p^k(z)$ از روش‌های متداولی چون تابع چگالی هسته‌ای^۱ و تابع چگالی B-اسپلاین‌ها^۲ استفاده می‌شود که در پژوهش حاضر از رویکرد دوم استفاده می‌شود. در ادبیات آماری اسپلاین‌ها به درونیاب شهرت دارند. از آنجا که برازش داده‌ها همراه با خطا است، ایجاد یک تابع اسپلاین که از نزدیک‌ترین همسایگی داده‌ها عبور کند و نه الزاماً به درونیابی آن‌ها مشروط باشد، می‌تواند به تشکیل یک تابع هموار اسپلاین منجر شود که بدون هیچ پیش‌فرض اولیه در رابطه با توزیع داده‌ها به صورت ناپارامتری شکل تابعی را مشخص نماید. تابع اسپلاین عبارت است از چندجمله‌ای‌هایی از درجه m که با اتصال در نقاطی بنام گره^۳ - که از قبل مشخص شده‌اند- تابع همواری را تشکیل می‌دهند؛

1. Kernel Density Function

2. B-splines

3. Knot

ویژگی مهم تابع اسپلاین این است که در هر نقطه از آن دو چندجمله‌ای به یکدیگر متصل هستند و تمامی مشتقات آن‌ها تا مرتبه $m-1$ در این نقاط پیوسته هستند. با فرض وجود K گره به صورت $c_1 < c_2 < \dots < c_k$ تابع اسپلاین از درجه m به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$s(z) = \sum_{j=0}^m \varphi_j z^j + \sum_{j=1}^k \varrho_j (z - c_j)_+^m \quad (21)$$

$$(z - c_j)_+^m = \begin{cases} z - c_j & \text{if } z > c_j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

که در آن $s(z)$ تابع اسپلاین، Z متغیر غیر پارامتری، φ_j و ϱ_j به ترتیب ضرایب جملات و c_j گره‌ها را نشان می‌دهند. نکته مهم در تابع اسپلاین تعیین نقاط گره است. با توجه به رابطه بین متغیر وابسته و Z ، گره‌ها در نقاط تغییر شیب و در نقاطی تعیین می‌شوند که فاصله گره‌ها از داده‌های متغیر Z حداقل شود؛ این نقاط توسط نرم‌افزارهای آماری محاسبه و در نهایت رابطه بین Z و متغیر وابسته بر حسب تابع اسپلاین برازش می‌شود. در اغلب موارد به دلیل همبستگی شدید بین c و متغیر Z شکل تابعی توسط اسپلاین به صورت مناسب برآورد نمی‌شود. برای رفع این مشکل معمولاً در مطالعات تجربی از ترکیب خطی اسپلاین استفاده می‌شود. در این روش تابع برازش شده از مجموعه نقاطی تشکیل می‌شود که هر نقطه آن یک اسپلاین است. این مجموعه خانواده اسپلاین تحت عنوان B -اسپلاین معروف است که به ازای $k+2$ گره به صورت تابع (۱۸) تعریف می‌شود:

$$B(z, c_1, \dots, c_{k+2}) = (k+1) \sum_{j=1}^{k+2} \{\prod_{h=1}^k (c_h - c_j)\}^{-1} (z - c_j)_+^k \quad (22)$$

همان‌گونه که مشخص است شرط تشکیل تابع فوق $1 \leq h \leq k+2$ ، $h \neq j$ است. در پژوهش حاضر به منظور تشکیل تابع B -اسپلاین از نرم‌افزار استتا نسخه ۱۶ و دستور spline استفاده شده است.

۴. نتایج برآورد مدل

به منظور بررسی تأثیر ارزش افزوده صنعت بر اشتغال استان‌های کشور براساس بالاتر یا پایین تر بودن سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی هر استان نسبت به سطح میانگین به دو گروه تقسیم می‌شوند؛ گروه اول دربرگیرنده استان‌هایی است که سهم مزبور بالاتر از سطح میانگین است؛ گروه دوم نیز شامل استان‌هایی است که سهمی پایین تر از سطح میانگین دارند. جدول (۱) و نمودار (۱) به ترتیب یافته‌های حاصل از بخش پارامتری و ناپارامتری را برای گروه اول نشان می‌دهند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود میزان ضریب تعیین برابر $0/912$ است که نشان می‌دهد الگوی پژوهش بیش از ۹۱ درصد از ارتباط تجربی بین متغیرهای وابسته و توضیحی را تبیین می‌کند. اختلاف کم ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده و همچنین کوچک بودن ریشه دوم میانگین مجذور خطاها بر نکویی برازش الگو دلالت دارند؛ ضرایب متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری در سطح خطای یک درصد معنادار هستند.

طی دوره مورد مطالعه لگاریتم ارزش افزوده صنعت و لگاریتم موجودی سرمایه بر اشتغال دارای تأثیر مثبت و متغیرهای لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید و لگاریتم دستمزد تأثیر منفی بر اشتغال دارند. کشش اشتغال نسبت به ارزش افزوده صنعت در حدود $0/321$ است؛ یعنی با افزایش یک درصد در ارزش افزوده بخش صنعت میزان اشتغال در استان‌های گروه اول به میزان $0/321$ درصد افزایش می‌یابد.

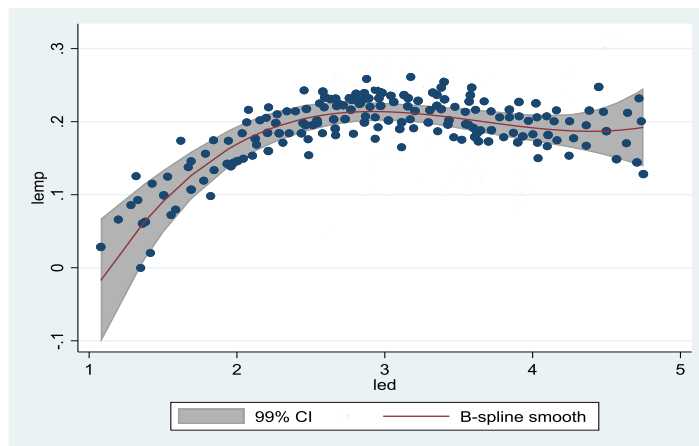
جدول ۱: نتایج برآورد الگو به روش نیمه پارامتری در استان‌های گروه اول

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال	فاصله اطمینان در سطح ۹۹ درصد
لگاریتم ارزش افزوده	$0/321902$	$13/19$	$0/000$	$(0/2937520 \text{ و } 0/3500517)$
لگاریتم دستمزد حقیقی	$-0/129479$	$-10/58$	$0/000$	$(-0/1589622 \text{ و } -0/095962)$
لگاریتم بهره‌وری نیروی کار	$-0/086767$	$-14/69$	$0/000$	$(-0/1022006 \text{ و } -0/0713340)$
لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی	$0/470725$	$12/67$	$0/000$	$(0/4695873 \text{ و } 0/4718639)$
تعداد مشاهدات: ۱۵۶		ضریب تعیین: $0/912$		
ریشه دوم میانگین مجذور خطاها: $0/0275$		ضریب تعیین تعدیل شده: $0/908$		

منبع: محاسبات پژوهش

کشش اشتغال نسبت به موجودی سرمایه در حدود $0/47$ است. افزایش موجودی سرمایه نخست به افزایش ارزش افزوده و تولید بخش صنعت منجر می‌شود، سپس از طریق تولید به صورت غیرمستقیم میزان اشتغال را افزایش می‌دهد. کشش اشتغال نسبت به دستمزد حدود $-0/129$ است؛ منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد با افزایش سطح دستمزد هزینه تولید افزایش می‌یابد و میزان تقاضای بنگاه‌ها برای استخدام نیروی کار و در نتیجه اشتغال کاهش می‌یابد. کشش اشتغال نسبت به بهره‌وری کل عوامل تولید در حدود $-0/08$ است؛ با افزایش بهره‌وری کل میزان اشتغال کاهش می‌یابد. زیرا افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید باعث می‌شود بنگاه‌ها همراه با کاهش تقاضای نیروی کار به همان سطح قبلی تولید دست یابند.

با استفاده از تابع اسپلاین ارتباط ناپارامتری اشتغال و سرمایه انسانی برآورد شده است. نمودار (۱) ارتباط غیرخطی و مثبت بین دو متغیر را در فاصله اعتماد ۹۹ درصد نشان می‌دهد؛ محور عمودی نمودار متغیر لگاریتم اشتغال و محور افقی لگاریتم شاخص سرمایه انسانی را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود همراه با افزایش سرمایه انسانی میزان اشتغال با نرخ کاهنده افزایش می‌یابد تا به حداکثر میزان خود یعنی به $2/1$ می‌رسد؛ پس از آن و با تداوم افزایش سرمایه انسانی سطح اشتغال تا $1/8$ کاهش می‌یابد.



نمودار ۱: رابطه ناپارامتری اشتغال و سرمایه انسانی در گروه اول

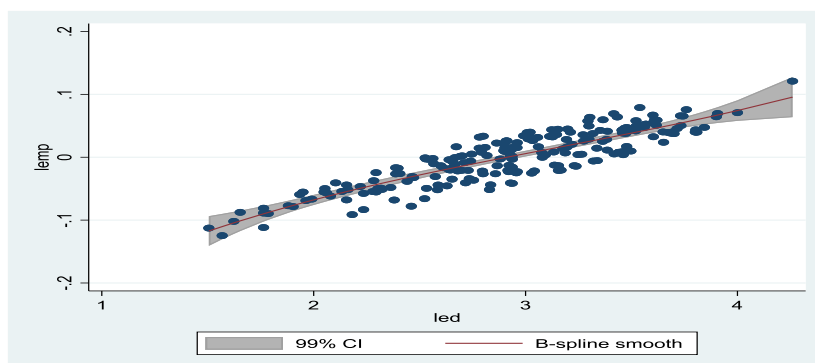
برآورد الگوی پژوهش برای گروه دوم نشان می‌دهد ضریب متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید به لحاظ آماری معنادار نیست. به همین علت متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید از الگوی رگرسیون حذف و الگو مجدداً برآورد گردید. جدول (۲) و نمودار (۳) به ترتیب نتایج برآورد بخش پارامتری و ناپارامتری الگوی پژوهش را ارائه می‌دهند. ضریب تعیین الگو برابر با ۰/۹۳ است؛ اختلاف اندک آن با ضریب تعیین تعدیل‌شده و همچنین کوچک بودن ریشه میانگین مجذور خطاها بر نکویی برازش الگو دلالت دارند؛ با توجه به آماره تی-استیودنت و سطح احتمال متغیرها به لحاظ آماری معنادار هستند. بر پایه یافته‌های گروه دوم، لگاریتم ارزش‌افزوده صنعت و لگاریتم موجودی سرمایه دارای تأثیر مثبت و لگاریتم دستمزد بر لگاریتم اشتغال دارای تأثیر منفی هستند؛ کشش اشتغال نسبت به ارزش‌افزوده صنعت در حدود ۰/۱۵۷ است؛ یعنی با افزایش یک درصد در ارزش‌افزوده بخش صنعت میزان اشتغال در استان‌های گروه دوم به میزان ۰/۱۵۷ درصد افزایش می‌یابد. کشش اشتغال نسبت به موجودی سرمایه در حدود ۰/۳۵ است. افزایش موجودی سرمایه نخست به افزایش ارزش‌افزوده و تولید بخش صنعت منجر می‌شود و سپس از طریق تولید به صورت غیرمستقیم میزان اشتغال را افزایش می‌دهد.

جدول ۳: نتایج برآورد الگو به روش نیمه پارامتری در استان‌های گروه دوم

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال	فاصله اطمینان در سطح ۹۹ درصد
لگاریتم ارزش‌افزوده	۰/۱۵۷۰۲۱	۶/۸۲	۰/۰۰۰	(۰/۰۹۰۴۳۱۹۱ و ۰/۲۰۱۳۵۲۶۳)
لگاریتم دستمزد حقیقی	-۰/۱۲۰۸۱۵	-۵/۱۲	۰/۰۰۰	(-۰/۱۹۴۴۷۰۷ و -۰/۰۵۳۱۵۹۴)
لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی	۰/۳۴۹۹۰	۱۱/۶۱	۰/۰۰۰	(۰/۳۴۸۵۶۶۰ و ۰/۳۵۱۲۳۵۰)
تعداد مشاهدات: ۲۰۵	ضریب تعیین: ۰/۹۳			
ریشه دوم میانگین مجذور خطاها: ۰/۰۲۱۸	ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۹۲۱			

منبع: محاسبات پژوهش

کشش اشتغال نسبت به دستمزد حدود $0/۱۲۳-$ است؛ منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد با افزایش سطح دستمزد میزان تقاضای بنگاه‌ها برای استخدام نیروی کار و در نتیجه اشتغال کاهش می‌یابد.



نمودار ۲: رابطه ناپارامتری اشتغال و سرمایه انسانی در گروه دوم

نمودار (۲) با استفاده از تابع اسپلاین ارتباط ناپارامتری اشتغال و سرمایه انسانی را در فاصله اعتماد ۹۹ درصد نشان می‌دهد؛ در این نمودار محور عمودی متغیر لگاریتم اشتغال و محور افقی لگاریتم شاخص سرمایه انسانی را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود شیب تابع اسپلاین کوچک‌تر از یک و در حدود $0/۹$ است. یعنی یک درصد افزایش در سرمایه انسانی میزان اشتغال را در گروه دوم کمتر از یک درصد افزایش می‌دهد.

با توجه به یافته‌های پژوهش، رابطه مثبت و معناداری بین اشتغال و ارزش افزوده بخش صنعت وجود دارد. ارزش افزوده صنعت تقاضای نیروی کار را از طریق رشد تولید افزایش می‌دهد. در استان‌هایی که سهم ارزش افزوده صنعت از تولید بالا است، افزایش یک درصد در ارزش افزوده صنعت میزان اشتغال را در حدود $0/۳۴$ درصد و در گروه دوم به میزان $0/۱۵۷$ درصد افزایش می‌دهد. از این روی واکنش اشتغال به ارزش افزوده صنعت در استان‌های کشور متفاوت است. از آنجاکه افزایش ارزش افزوده بخش صنعت از طریق افزایش تولید استان‌ها سطح اشتغال را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بررسی ارتباط بین ارزش افزوده صنعت و تولید استان‌ها مهم است. همان‌گونه که کالدور (۱۹۶۶) نشان می‌دهد رشد اقتصادی بالا با رشد و توسعه صنعت مرتبط است؛ همچنین سرکین (۱۹۸۶) خاطرنشان می‌کند در سطوح پایین درآمد که سهم صنعت در تولید کل پایین است، هنگامی که سهم تولید صنعت در محصول کل افزایش می‌یابد، رشد بالای تولیدات بخش صنعت به افزایش تولید کل منجر می‌گردد (سلیبی و از دسر، ۲۰۱۶: ۳۶۶). بنابراین سهم تولید بخش صنعت از تولید کل عامل مهمی در

1. Serquin

2. Celebi and Ozdeser

تبيين موضوع است. بر اين اساس، با استفاده از رابطه (۱۷) كشش توليد كل نسبت به ارزش افزوده صنعت برآورد مي‌شود.

$$\log(y_{it}) = \vartheta_i + \phi \log(v_{it}) + \xi_{it} \quad (17)$$

در رابطه فوق ϑ_i اثرات فردي، ϕ كشش توليد نسبت به ارزش افزوده صنعت و ξ_{it} جمله اخلاص مي‌باشند. جدول (۳) نتايج حاصل از برآورد معادله (۱۷) را بر پايه رويکرد گشتاورهاي تعميم‌يافته پانلي^۱ به روش آرانو و باند نشان مي‌دهد.

جدول ۳: برآورد كشش توليد نسبت به ارزش افزوده صنعت

نتايج برآورد براي گروه اول			
نام متغير	مقدار ضريب	آماره تي-استيودنت	سطح احتمال
لگاريتم ارزش افزوده صنعت	۰/۲۳۱۷۵	۴/۶۴	۰/۰۰۰
آماره سارگان: ۸/۴۳۵۱		سطح احتمال آماره سارگان: ۰/۳۹۰۴	
آزمون همبستگي آرانو و باند			
وقفه اول: ۱/۶۳۹۷ - (۰/۰۷۲)		وقفه دوم: ۰/۵۰۲۱ (۰/۶۱۷۲)	
آزمون واريانس ناهمساني (نسبت راست‌نمايي)			
آماره آزمون: ۱/۲۰۵		سطح احتمال آزمون: ۰/۸۴۲۵	
نتايج برآورد براي گروه دوم			
نام متغير	مقدار ضريب	آماره تي-استيودنت	سطح احتمال
لگاريتم ارزش افزوده صنعت	۰/۱۳۳۹۸	۵/۱۷	۰/۰۰۰
آماره سارگان: ۶/۰۶۹۱		سطح احتمال آماره سارگان: ۰/۴۷۰۸	
آزمون همبستگي آرانو و باند			
وقفه اول: ۱/۴۷۰۲ - (۰/۰۸۵)		وقفه دوم: ۰/۶۲۷۵ (۰/۷۳۵۸)	
آزمون واريانس ناهمساني (نسبت راست‌نمايي)			
آماره آزمون: ۱/۵۶۹۲		سطح احتمال آزمون: ۰/۶۴۹۱	

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به آزمون سارگان اعتبار متغيرهاي ابزاري از لحاظ آماري تأييد مي‌شود. آزمون آرانو و باند بر عدم وجود خودهمبستگي و آزمون ناهمساني واريانس بر همساني واريانس‌ها دلالت دارند. مقدار آماره تي-استيودنت و سطح احتمال ضريب كشش توليد نسبت به ارزش افزوده اشتغال بر معناداري آن دلالت دارد. همان گونه كه مشاهده مي‌شود طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۵ در استان‌هايي كه سه‌م ارزش افزوده صنعت از توليد بالا است، كشش توليد نسبت به ارزش افزوده صنعت ۰/۲۳۱ و در گروه دوم در حدود ۰/۱۳۴ است.

نتیجه گیری

در اقتصاد ایران بخش صنعت هم از نظر اشتغال و هم از نظر ارزش افزوده اقتصادی از جایگاه قابل توجهی برخوردار است؛ به طوری که بخش صنعت می تواند به عنوان موتور رشد و انباشت سرمایه اقتصادی عمل کند و به صورت بالقوه سهم قابل توجهی در جذب نیروی کار بر عهده گیرد. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت بر اشتغال را بررسی کرده است. برای این منظور استان های کشور بر پایه سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی به دو گروه با ویژگی سهم ارزش افزوده بالا و سهم ارزش افزوده پایین تفکیک شدند. سپس، فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی دار ارزش افزوده صنعت بر اشتغال با به کارگیری رویکرد داده های پانلی نیمه پارامتری طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۵ آزمون شد. نتایج نشان دادند در هر دو گروه ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معناداری بر اشتغال دارد. در این زمینه یافته های پژوهش با نتایج مطالعات اکبریان و محتشمی (۱۳۸۵)، امینی و همکاران (۱۳۹۱) و شهبازی و فتاحی (۱۳۹۶) مطابقت دارد. با توجه به ضریب ارزش افزوده صنعت مشاهده گردید با افزایش یک درصد در ارزش افزوده بخش صنعت، میزان اشتغال در استان های برخوردار از سهم ارزش افزوده بالا صنعت در حدود $0/343$ و در استان های دارای سهم ارزش افزوده پایین صنعت در حدود $0/175$ درصد افزایش می یابد. همچنین بررسی کشتش تولید ناخالص داخلی به ارزش افزوده بخش صنعت گویای آن است که با افزایش یک درصد در ارزش افزوده بخش صنعت میزان تولید در استان های گروه اول و دوم به ترتیب در حدود $0/231$ و $0/134$ افزایش می یابد.

۲- در استان هایی که سهم ارزش افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، افزایش بهره وری کل به کاهش معنادار اشتغال منجر می شود. در واقع، با افزایش بهره وری کل عوامل تولید بنگاه ها تقاضای خود برای استخدام بیشتر نیروی کار را کاهش می دهند. اما در گروه دوم اگرچه بهره وری کل عوامل تولید بر اشتغال دارای تأثیر منفی است، ولی به لحاظ آماری این تأثیر معنادار نیست. در این زمینه مطالعه وحیدی (۱۳۷۹) رابطه منفی اشتغال و بهره وری کل را برای اقتصاد ایران تأیید می کند. همچنین پژوهش فلاحی و همکاران (۱۳۹۰) نشان می دهد در صنعت ایران سیاست های ارتقادهنده بهره وری نیروی کار در بلندمدت می تواند به کاهش اشتغال منجر شود؛ اما از آنجا که نقش ناچیزی در کاهش اشتغال دارند، این کاهش قابل توجه نیست.

۳- در هر دو گروه استان ها موجودی سرمایه فیزیکی بر اشتغال تأثیر مثبت و معناداری دارد. در واقع، موجودی سرمایه اشتغال را به طور غیرمستقیم و از طریق افزایش ارزش افزوده صنعت و تولید تحت تأثیر قرار می دهد. میزان اثرگذاری موجودی سرمایه بر اشتغال در استان های دارای سهم ارزش افزوده صنعت بالا بیشتر از استان های گروه دوم است.

۴- در هر دو گروه استان‌ها دستمزد حقیقی بر اشتغال تأثیر منفی و معناداری دارد. در واقع، افزایش دستمزد حقیقی هزینه‌های تولید را افزایش و به کاهش تقاضای بنگاه‌ها برای استخدام نیروی کار منجر می‌شود.

۵- برآورد بخش ناپارامتری الگوی رگرسیونی نشان داد تأثیر سرمایه انسانی بر اشتغال در هر دو گروه استان‌ها مثبت است. با این تفاوت که در استان‌هایی که سهم ارزش افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، ارتباط سرمایه انسانی و اشتغال به صورت غیرخطی و دارای بازدهی نزولی است. به بیان دیگر، میزان واکنش اشتغال به سرمایه انسانی در مقادیر پایین سرمایه انسانی بیشتر از مقادیر بالاتر سرمایه انسانی است. اما در استان‌های گروه دوم رابطه سرمایه انسانی بر اشتغال خطی و مثبت است.

پیشنهادات

حرکت به سمت تولیدات صنعتی کاربر به عنوان یک راهبرد اقتصادی به شرط برنامه‌ریزی مطلوب و مدیریت صحیح منابع، سطح و کیفیت تولید بخش صنعت را ارتقا و در بلندمدت جذب نیروی انسانی و اشتغال‌زایی را افزایش می‌دهد. حمایت دولت از تحقیق و توسعه در بخش صنعت، شناسایی مزیت‌های صادراتی و ایجاد ثبات در تولید اقتصادی از جمله سیاست‌های مهمی هستند که موانع تولید در بخش صنعت را کاهش و حرکت به سمت صنعتی شدن را تقویت می‌کنند.

از سوی دیگر، بر پایه رابطه مثبت سرمایه انسانی و اشتغال ارتباط مؤثر دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی با بخش صنعت به منظور افزایش مهارت و اشتغال‌پذیری نیروی انسانی توصیه می‌شود. بالأخص هدفمندی آموزش در راستای افزایش تخصص و توان نیروی انسانی در استان‌های دارای سهم پایین ارزش افزوده صنعت که از بازدهی نزولی برخوردار نیستند، می‌تواند تأثیر عمیق‌تری بر اشتغال این استان‌ها برجای بگذارد.

منابع

- اکبریان، رضا و محتشمی، عباس. (۱۳۸۵). «تأثیر آزادسازی اقتصاد بر اشتغال بخش صنعت ایران ۱۳۸۲-۱۳۵۰»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۹، ۱۶۶-۱۷۱.
- امامی، کریم و ادیب‌پور، مهدی. (۱۳۸۹). «صادرات صنعتی و رشد بخش صنعت در ایران»، مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱۱، ۱۶۴-۱۴۷.
- امینی، علیرضا و منصوری، فرزانه. (۱۳۸۷). «تحلیل عوامل مؤثر بر اشتغال جوانان به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی ایران»، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳، ۱۳۹-۱۲۱.
- امینی، علیرضا؛ خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و علیزاده، زهرا. (۱۳۹۱). «تحلیل تأثیر توسعه صادرات بر اشتغال؛ مطالعه موردی صنایع با فناوری بالا در ایران»، فصلنامه اقتصاد مالی، شماره ۱۹، ۱۷۴-۱۳۵.
- باقری پرمهر، شعله؛ خوشدلی، فاطمه و سرزعی، علی. (۱۳۹۸). «بررسی ارتباط میان اشتغال و ارزش افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران با استفاده از روش تغییرات زمانی»، فصلنامه علمی مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی، شماره ۳۲، ۸۲-۶۷.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بخش داده‌های سری‌های زمانی، www.cbi.ir.
- دهقان دهنوی، محمدعلی، امیری، میثم و تبار آکتیج، معظم شکرالله. (۱۳۹۶). «تأثیر تسهیلات بانکی بر عملکرد صنعت خودروسازی»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴(۲)، ۴۸-۲۷.
- شهبازی، کیومرث و فتاحی، سید یوسف. (۱۳۹۶). «بررسی نقش سرمایه در اشتغال‌زایی و افزایش تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ایران»، پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، شماره ۱، ۱۶۲-۱۴۵.
- فلاحی، محمدعلی، حسین‌زاده بحرینی، محمدحسین و مقدم نژاد، حسن. (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین تغییرات بهره‌وری و اشتغال در صنعت ایران (کاربرد روش تجزیه بلنچارد-کوا)»، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، دوره ۲، شماره ۸، ۳۶-۲۳.
- مرکز آمار ایران، شاخص‌های کلیدی نیروی کار ایران، سایت مرکز آمار ایران، بخش داده‌ها و اطلاعات آماری، www.Sci.org.
- نصرالهی، زهرا و پوشدوزباشی، هانیه. (۱۳۹۳). «رابطه میان تجارت و اشتغال در بخش صنعت»، فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهراء (س)، شماره ۲، ۳۵-۱.
- وحیدی، پردخت. (۱۳۷۹). «رابطه علم و فن‌آوری و اشتغال در بخش صنعت ایران»، فصلنامه برنامه‌ریزی و توسعه، شماره ۳-۳۷، ۵۵.
- Acemoglu, D. and Restrepo, P. (2019). "Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 33, 3-30.
- Autor, D. and Salomons, A. (2017). "Does Productivity Growth Threaten Employment?", Working Paper, No. 23782, <https://www.ecbforum.eu/uploads/originals>.
- Baltagi, B. H. and Li, D. (2002). "Series estimation of partially linear panel data models with fixed effects", *Annals of Economics and Finance*, vol. 3, 103-116.
- Banga, K. (2016). "Impact of Global Value Chains on Employment in India", *Journal of Economic Integration*, vol. 31, 631-673.

- Belanchard, O. and Johanson, D. R. (2013). *Macroeconomics*, 6th Edition, Pearson Education Inc, New Jersey, USA, ISBN-13: 9780133061635.
- Celebi, A. and Ozdeser, H. (2016). "The Role of the Industrial Sector in Aggregate Output: A Comparison of Evidence from Turkey and EU Countries", *Journal of Comparative Asian Development*, Vol. 15, No. 3, 361-382.
- Figueiredo, H., L. and Oliveira, M. A. S. (2016). "Structural changes in Brazilian industry (1995-2009)", *Journal of CEPAL Review*, No.120, 189-209.
- Gorga, H., Henzea, P., Jienwatcharamongkhol, V., Kopaskerd, D., Molanac, H., Montagnad, C. and Sjöholm, F. (2017). "Firm size distribution and employment fluctuations: Theory and evidence", *Journal of Research in Economics*, Vol. 71, 690-703.
- Guisan, M. C. and Exposito, P. (2013). "Employment, production and income by sector in Spain: Econometric models and comparison with Germany and the United States, 1965-2010", *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 13, No. 1, 79-102.
- Houseman, S., Bartik, T. J. and Sturgeon, T. (2014). "Measuring Manufacturing: How the Computer and Semiconductor Industries Affect the Numbers and Perceptions", Working Paper, No. 209, <https://www.researchgate.net>.
- Jamaliah, F. (2016). "The Effect of Investment to Value Added Production, Employment Absorption, Productivity, and Employees' Economic Welfare in Manufacturing Industry sector in West Kalimantan Province", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Vol. 219, 387-393.
- Johansson, D. (2005). "The Turnover of Firms and Industry Growth", *Small Business Economics*, Vol. 24, No. 5, 487-495.
- Kaldor, N. (1966). *Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom*, London, Cambridge University Press, (OCoLC) 583101993.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, 1-28.
- Meller, P. and Marfan, M. (1981). "Small and Large Industry: Employment Generation, Linkages, and Key Sectors", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 29, No. 2, 263-274.
- Mercan, M., Kizilkaya, O. and Okde, B. (2015). "Are The Kaldor's Laws Valid? Panel Data Analysis under Cross Section Dependency for NIC Countries", *Procedia Economics and Finance*, Vol. 23, 140-145.
- Myrdal, G. (1968). *Asian Drama: An Inquiry into the Poverty of Nations*, New York, Vol. II, a Twentieth Century Fund Study, Pantheon.
- Nadaraya, E. A. (1964). "On Estimating Regression", *Theory of Probability and Its Application*, Vol. 1, 141-142.
- Neil Baily, M. and Bosworth, B. P. (2014). "US Manufacturing: Understanding Its Past and Its Potential Future", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, 3-26.
- Oomes, N. and Kalcheva, K. (2007). "Diagnosing Dutch Disease: Does Russia Have the Symptoms?", IMF Working Paper, No. 102, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07102.pdf>.

- Sasahara, A. (2019). "Explaining the Employment Effect of Exports: Value-Added Content Matters", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 52, 1-21.
- Serquin, M. and Chenery, H. (1989). "Three Decades of Industrialization", *The World Bank Economic Review*, Vol. 3, No. 2, 145-181.
- Scott, D.W. (1992). *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice and Visualizati*, John Wiley, New York, ISBN: 978-0-471-69755-8.
- Shiferaw, A. and Hailu, D. (2016). "Job creation and trade in manufactures: industry-level analysis across countries", *Journal of Labor and Development*, Vol. 5, 1-36.
- Watson, G. S. (1964). "Smooth Regression Analysis", *The Indian Journal of Statistics*, vol. 5, 359-372.
- Wulwick, N. J. (1992). "Kaldor's Growth Theory", *Journal of the History of Economic Thought*, Vol. 14, 36-54.

The Effect of the Industry Sector's Value-Added on Employment of Iranian Provinces: A SemiParametric Panel Data Approach

Mabodi, R.^{1*}

Abstract

Increasing employment and achieving sustainable development is one of the main goals of Iran's economy. The industry sector plays an important and vital role in creating jobs and growth in production due to its backward and forward linkages with other economic sectors. The aim of the present paper is to examine the impact of the industry value-added on employment in the country during 2005-2016 due to the importance of the study. To analyze the relationship between variables, first, based on the ratio of "industry value-added to GDP", the provinces of the country divided into two groups with high value-added share and low value-added share. Then in each group, the effect of industry value-added estimated on employment, using the semi-parametric panel data approach by Baltagi and Li. The findings of the parametric section showed that in both groups, increasing the value-added of the industrial sector and capital stock lead to a significant increase in employment, and an increase in real wages leads to a significant decrease in employment. Although in the first group, employment is more affected by value-added than the second group. Increasing the productivity of total factors of production in both groups leads to a decline in employment, but the decrease in employment is significant only in the first group. Following the non-parametric results, the impact of human capital on employment is positively significant; except that in the group where the share of industry value-added is higher than the average level, the effect of human capital on employment is nonlinear and has a decreasing return. In other words, the rate of employment response to human capital at a low level of human capital is greater than the higher level of human capital. In the second group, in which the share of industry value-added is lower than the average level, the relationship between human capital and employment is linear and positive.

Keywords: Value-Added of Industry Sector, Employment, Semiparametric Panel Data Approach, Iran.

Jel Classification: C23, D24, E24, J21, L60.

1. Assistant Professor, Department of Economics,
Ayatollah Boroujerdi University

Email: Maaboudi@abru.ac.ir