فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال نهم، شماره‌ی ۳۶، زمستان ۱۳۹۹
صفحات: ۲۱۱-۲۳۵
DOI: 10.22084/aes.2020.19141.2881

(مقاله پژوهشی)

تأثیر ارزش‌افزوده بخش صنعت بر اشتغال استان‌های ایران: رهیافت پانل دیتا نیمه‌پارامتری

رضا معبودی[1*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۰۸

چکیده

افزایش اشتغال و دستیابی به توسعه پایدار یکی از اهداف مهم اقتصاد ایران است. بخش صنعت به‌دلیل برخورداری از پیوند پسین و پیشین با سایر بخش‌های اقتصادی در ایجاد اشتغال و رشد تولید نقش کلیدی ایفا می‌کند. با توجه به اهمیت موضوع، هدف پژوهش بررسی تأثیر ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ است. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل روابط بین متغیرها نخست بر پایه نسبت ارزش‌افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی، استان‌های کشور به دو گروه استان‌های برخوردار از سهم ارزش‌افزوده صنعت بالا و استان‌های دارای سهم ارزش‌افزوده صنعت پایین تفکیک شدند؛ سپس در هر گروه اثر ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال با استفاده از رهیافت پانل دیتا نیمه پارامتری به روش بالتاگی و لی برآورد شد. یافته‌های بخش پارامتری نشان دادند در هر دو گروه افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت و موجودی سرمایه به افزایش معنادار اشتغال و افزایش دستمزد حقیقی به کاهش معنادار اشتغال منجر می‌شوند؛ هرچند اشتغال در گروه اول بیشتر از گروه دوم تحت تاثیر ارزش افزوده بخش صنعت قرار دارد. افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید در هر دو گروه به کاهش اشتغال منجر می‌شود، ولی کاهش اشتغال تنها در گروه اول معنادار است. برآورد بخش ناپارامتری حاکی است تأثیر سرمایه انسانی بر اشتغال در هر دو گروه استان‌ها مثبت و معنادار است؛ با این تفاوت که در استان‌هایی که سهم ارزش‌افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، ارتباط سرمایه انسانی و اشتغال به‌صورت غیرخطی و دارای بازدهی نزولی است. به‌بیان‌دیگر، 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 ارزش‌افزوده صنعت پایین‌تر از سطح میانگین است، اثر سرمایه انسانی بر اشتغال خطی و مثبت است.

کلید واژه‌ها: ارزش‌افزوده بخش صنعت، اشتغال، رویکرد داده‌های پانلی نیمه‌پارامتری، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C23, D24, E24, J21, L60.

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت‌الله بروجردی(ره) (*نویسنده مسئول) **Email:** Maaboudi@abru.ac.ir

۱. مقدمه

مسأله اشتغال یکی از اولویت‌ها و دغدغه‌های سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی است. بخش‌های مختلف اقتصادی سهم‌های متفاوتی در اشتغال‌زایی و جذب نیروی کار دارند؛ ازاین‌روی 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. ازآنجاکه 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[1]، 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). ازاین‌روی، 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 ۱۳۹۵-۱۳۸۴ آزمون می‌شود. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل 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[2](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

می‌شـــوند. یافته‌های تجربی در بخش چهارم گزارش می‌شـــوند. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

در بخش مبانی نظری ابتدا نقش صـــنعت در اقتصـــاد بررســـی می‌شـــود. ســـپس، ارتباط نظری بین ارزش‌افزوده بخش صـنعت و اشـتغال تبیین می‌گردد. در پایان نیز تابع تقاضـای نیروی کار اسـتخراج می‌شود.

نقش صنعت در اقتصاد

لوییس[1](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[2]، ۲۰۱۸: ۹). ازاین‌روی همراه با رشد درآمد و عایدی سرمایه در بخش صنعت اشتغال می‌تواند افزایش یابد. کوزنتس[3](۱۹۵۵) به‌منظور 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 موردمطالعه به‌صورت 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[4](۱۹۵۸) با ارائه نظریه رشد نامتوازن، بخش صنعت را به دلیل کارآیی 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 به‌طور مثبت کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد (فیگویرودو و اولویریا[5]، ۲۰۱۶: ۱۹۰). کالدور[6](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 به‌صورت مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد (مرکان و همکاران[1]، ۲۰۱۵: ۱۴۱-۱۴۰). در نهایت کالدور (۱۹۷۵) بیان می‌دارد در صنایع تولیدی رابطه مثبتی بین رشد اشتغال و رشد تولید وجود دارد (والویک[2]، ۱۹۹۲: ۴۹). از نگاه میردال[3](۱۹۶۸) صنعت مدرن افزایش بهره‌وری نیروی کار، ارتقای ارزش‌افزوده 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[4] 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[5](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. بااین‌حال، 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[6](۲۰۰۳) معتقد است کشورها برای صنعتی‌شدن به‌ترتیب 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[7](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 ارزش‌افزوده بخش صنعت و اشتغال

قانون اوکان[1] (۱۹۶۲) رابطه مثبت بین رشد اشتغال و رشد تولید را توضیح می‌دهد (بلانچارد و یوهانسون[2]، ۲۰۰۰: ۳۱)؛ به این نحو که با افزایش سه درصد در رشد اقتصادی میزان بیکاری در حدود یک در صد کاهش می‌یابد. تولید از مجموع ارزش عوامل تولید اقتصادی و هزینه کالاهای واسطه‌ای که در فرآیند تولید مشارکت دارند، حاصل می شود. ازاین‌روی ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده بخش صنعت مجرای اصلی و مستقیم در اثرگذاری ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال است که مطابق آن برای تولید هر واحد کالا به میزان مشخصی از نیروی کار نیاز است. تأثیر غیرمستقیم ارزش‌افزوده 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[3]، ۱۹۸۱). در مجموع افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت به رشد اشتغال منتهی می‌شود. ازاین‌روی، رابطه اشتغال و رشد اقتصادی را می‌توان از سمت تقاضای اقتصاد تحلیل کرد. در این مورد کینز[4](۱۹۳۶) توضیح می‌دهد تغییرات تقاضای کل به تغییر رشد اقتصادی منجر می شوند که به‌دنبال خود تغییر در اشتغال را در پی دارد؛ بنابراین با افزایش رشد اقتصادی سطح اشتغال افزایش می‌یابد (دامترسکو[5] و همکاران، ۲۰۰۹). بر این اساس، تقاضای نیروی کار (L) به‌صورت تابعی از سطح تولید (v) به صورت $L = g(v)$ در نظر گرفته می شود. 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[6](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 به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

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

$$Min\ C(v,w,r) = A + wL + rX$$
$$Subject\ to: f(v) = \bar{v}(\bar{v}\ given) = L^{\alpha}X^{\beta} \quad (۱)$$

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.

$$\mathcal{L}(v,w,r,\lambda) = (A + wL + rX) + \lambda(f(v) - L^{\alpha}X^{\beta}) \quad (۲)$$

$$L^{d} = \frac{\partial \mathcal{L}(v,w,r,\lambda)}{\partial w} = \Lambda w^{\alpha} r^{\beta} v^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \quad (۳)$$

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[1]، ۲۰۱۵). ازاین‌روی، با توجه به اثر مستقیم ارزش‌افزوده صنعت بر تولید و همچنین تأثیر مستقیم تولید بر اشتغال نتیجه گرفته می‌شود افزایش ارزش‌افزوده صنعت می‌تواند به افزایش اشتغال منجر شود. ازاین‌روی، با گرفتن لگاریتم از رابطه (۳) و قرار دادن ارزش‌افزوده صنعت در تابع (۳) به‌عنوان شاخصی از تولید، تقاضای نیروی کار به‌صورت معادله (۴) به دست می‌آید.

$$L^{d}(AV,w,r) = \ln\Lambda + \alpha \ln w + \beta lnr + \Theta lnAV,\ \ \Theta = 1/(\alpha+\beta) \quad (۴)$$

به لحاظ نظری تقاضای نیروی کار با ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال تأکید دارند. گروه اول نشان می‌دهند افزایش ارزش‌افزوده صنعت به افزایش تقاضای نیروی کار و در نتیجه افزایش اشتغال منجر می‌گردد. در مقابل، گروه دوم بیان می‌کنند رشد ارزش‌افزوده با افزایش اشتغال همراه نیست. زیرا، در بخش صنعت افزایش بهره‌وری عوامل تولید، ماشینی شدن سیستم تولید و پیشرفت فن‌آوری از جمله عوامل مهمی هستند که با توجه به ساختار و شرایط اقتصادی کشورها می‌توانند تقاضای نیروی کار را کاهش دهند. ازاین‌روی 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[2] نام

1. Szirmai and Verspagen
2. Jobless Growth

برده می شود (میر[1]، ۲۰۱۴). در ادامه مطالعاتی که قرابت بیشتری با موضوع پژوهش دارند، به تفکیک دو گروه فوق مرور می‌شوند.

۲-۲-۱. ارتباط مثبت بین ارزش‌افزوده و اشتغال

یوهانسون[2](۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۴ تأثیر ورود و خروج بنگاه‌ها بر رشد صنعت کشور سوئیس را بررسی کرد. وی نشان می‌دهد تا زمانی که در صنعت بین رشد سریع بنگاه و تجربه‌های موفق تجاری آن بنگاه همبستگی مثبتی وجود دارد، با ورود بنگاه‌های جدید رشد صنعت نیز افزایش می‌یابد. لازمه استمرار رشد صنعت خروج بنگاه‌هایی است که در بازار محصول با شکست مواجه می‌شوند. ازاین‌روی، با در نظر گرفتن یک شرایط پویا تأثیر مثبت "ورود و خروج" بنگاه‌ها بر رشد صنعت بیشتر از زمانی است که ورود بنگاه‌ها به صنعت با محدودیت همراه باشد. ازاین‌روی، سیاست‌های اقتصادی که موانع ورود بنگاه‌های جدید و خروج آن‌ها را برطرف کنند، به تسهیل رشد بخش صنعت منجر می‌شوند.

جورجا و همکاران[3](۲۰۱۷) با بررسی داده‌های صنعتی کشورهای آلمان، سوئد و انگلستان طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸ نتیجه گرفتند اثر تغییرات تولید بر تغییرات اشتغال به میزان پراکندگی بنگاه‌ها در صنعت بستگی دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش پراکندگی بنگاه‌ها تأثیر تولید بر اشتغال کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، توزیع اندازه بنگاه مجرای انتقال تکانه تولید به صنعت است؛ هرچقدر مقدار تولید بنگاه بیشتر باشد، اثر انتقال تکانه تولید به بنگاه‌های صنعت کاهش می‌یابد. در بنگاه‌ها با اندازه کوچک، افزایش تقاضای تولید از طریق افزایش سود و ایجاد انگیزه برای تولید بیشتر تأثیر بسزایی در اشتغال بنگاه دارد. ساساهارا[4](۲۰۱۹) با تأکید بر نقش ارزش‌افزوده بخش‌های 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 می‌دهد در بخش‌های اقتصادی مانند خدمات، منابع طبیعی و پارچه که از ارزش‌افزوده بالایی برخوردار هستند، افزایش صادرات کالاها و خدمات به افزایش اشتغال منجر می‌شود.

در داخل کشور نیز مطالعات زیر اثر ارزش‌افزوده بر اشتغال را در بخش صنعت مثبت ارزیابی کرده‌اند. اکبریان و محتشمی (۱۳۸۵) به‌منظور بررسی تأثیر آزادسازی اقتصاد بر اشتغال بخش صنعت ایران نتیجه گرفتند طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۰ افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت از طریق افزایش سرمایه‌گذاری، تولید بخش صنعت را بهبود می‌بخشد و موجب افزایش اشتغال می شود (اکبریان و محتشمی، ۱۳۸۵: ۱۹۰-۱۸۸). امینی و منصوری (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) به‌منظور 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده و اشتغال

اومس و کالچوا[1] (۲۰۰۷) به‌منظور 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 به‌دلیل افزایش بهره‌وری بخش تولید بوده است. نیل بایلی و باسورث[2](۲۰۱۴) در مطالعه‌ای توصیفی روند تغییرات ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده تولید، سهم اشتغال در بخش تولید کاهش یافته است. هاسمن[3] و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۷ مربوط به ایالت‌های آمریکا و روش داده‌های پانلی تأثیر ارزش‌افزوده بخش صنایع کامپیوتر و الکتریکی را بر اشتغال و تولید ناخالص داخلی بررسی کردند. یافته‌ها حاکی‌اند به‌جز دوره رکود، ارزش‌افزوده حقیقی صنایع بر تولید ناخالص داخلی حقیقی تأثیر مثبتی داشته است. اما به علت افزایش بهره‌وری تولید، افزایش ارزش‌افزوده صنعت به کاهش اشتغال منجر شده است. بانگا[4](۲۰۱۶) با به‌کارگیری رویکرد داده‌های پانلی به دو روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و اثرات ثابت تأثیر ارزش‌افزوده کالاهای صادراتی بخش‌های تولیدی صنعت، کشاورزی و خدمات را بر اشتغال کشور هند طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهند ارزش‌افزوده تولید کالاهای نهایی صادراتی بر رشد اشتغال تأثیر منفی داشته‌اند. شفیرا و هایلو[5](۲۰۱۶) در مطالعه بین کشوری تأثیر تجارت کالاهای صنعتی بر اشتغال‌زایی را در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند کشورهای درحال‌توسعه 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

ارزش‌افزوده صنعت نیاز دارند. در کشورهای توسعه‌یافته رشد ارزش‌افزوده و افزایش صادرات کالاهای صنعتی از کاهش اشتغال جلوگیری می‌کنند. آتر و سالومونس[1](۲۰۱۷) در مطالعه بین کشوری مربوط به ۱۹ کشور توسعه‌یافته 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[2](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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده 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) به‌منظور مطالعه تأثیر شاخص‌های آزاد سازی تجاری بر اشتغال صنعتی کشور نتیجه گرفتند طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۷۵ شاخص‌های نسبت صادرات به ارزش‌افزوده، نسبت واردات به ارزش‌افزوده و همچنین نسبت مجموع صادرات و واردات به ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده در بخش صنعت ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۰ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند به‌جز بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۶۵ در سایر سال‌ها ارتباط ارزش‌افزوده 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 اکسپزیتو[1](۲۰۱۳) ارزش‌افزوده 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 براساس رابطه (۵) تصریح می‌شود:

$$L_{it} = f(V_{it}, \quad \Gamma_{it}) \quad i = 1, \dots, N; \;\; t = 1, \dots, T \qquad (۵)$$

که در آن، L_{it} اشتغال، V_{it} ارزش‌افزوده 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، به‌صورت معادله (۶) معرفی می‌شود.

$$l_{it} = \alpha_i + \beta v_{it} + \lambda \Gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N; \;\; t = 1, \dots, T \qquad (۶)$$

در معادله فوق، l_{it} لگاریتم اشتغال، v_{it} لگاریتم ارزش‌افزوده 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 اخلال رگرسیون هستند؛ β و λ به ترتیب ضریب لگاریتم ارزش‌افزوده صنعت و بردار ضرایب متغیرهای کنترل را نشان می‌دهند.

به‌منظور 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) به‌کار گرفته شده میزان موجودی سرمایه محاسبه می‌گردد. برای این منظور رابطه موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری به‌صورت تابع نمایی $I_t = I_0 e^{Kt}$ تعریف می‌شود که در آن I_0 و I_t به‌ترتیب 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

1. Guisan and Exposito

متوسط نرخ استهلاک به میزان ۵ درصد و به‌کارگیری 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 نیمه‌پارامتری 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 ارزش‌افزوده بخش صنعت و اشتغال است.

به‌منظور بررسی تأثیر ارزش‌افزوده بخش صنعت بر اشتغال، نخست استان‌های کشور براساس سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی هر استان به دو گروه تقسیم می شوند؛ استان‌هایی که در آن‌ها سهم ارزش‌افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است و استان‌هایی که سهم ارزش‌افزوده صنعت در آن‌ها پایین‌تر از میانگین است؛ سپس، الگوی پژوهش برای هر گروه برازش و تبیین می شود. طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴ متوسط سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید استان‌ها در بازه ۰/۳۴۸- ۰/۰۱۷۱ قرار دارد. بر این اساس، استان‌های آذربایجان شرقی، اصفهان، بوشهر، تهران، خراسان شمالی، زنجان، سمنان، قزوین، قم، کرمان، مرکزی، هرمزگان و یزد که سهم ارزش‌افزوده 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، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران و همدان در گروه دوم طبقه‌بندی می‌شوند. ازآنجاکه اطلاعات استان البرز در بازه زمانی موردمطالعه به‌صورت 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. به‌بیان‌دیگر، 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 این‌صورت 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[1]، ۱۹۹۲: ۳۳). ازاین‌روی در حالت نقض رابطه خطی بین متغیرها، برآوردگرهای خطی پارامترها را با تورش و به‌صورت ناسازگار برآورد می‌کنند. در مقابل، استفاده از روش‌های ناپارامتری بدون وارد کردن محدودیت‌های خاص و در نظر گرفتن فروض غیرواقعی امکان افشای رابطه‌ی واقعی بین متغیر وابسته و توضیحی را فراهم کرده و پارامترها را بدون تورش برآورد می‌کنند.

ناداریا[2](۱۹۶۴) و واتسون[3](۱۹۶۴) استدلال می‌کنند برای برآورد ضرایب به‌روش 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 نیمه‌پارامتری استفاده می‌شود. الگوی نیمه‌پارامتری 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 نیمه‌پارامتری را می‌توان به روش اثرات تصادفی و یا ثابت تخمین زد. همان‌گونه که ولدریج[4](۲۰۰۲) نشان می‌دهد در صورت بروز همبستگی بین اثرات فردی و رگرسورها، تخمین‌زن‌های روش اثرات تصادفی به برآوردهای ناسازگاری منتهی می‌شوند(هندرسون و همکاران[5]، 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.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \theta + g(z_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \ t = 1, \dots, T \qquad (۷)$$

α_i اثرات ثابت فردی، x_{it} بردار متغیرهای توضیحی قابل‌مشاهده با ابعاد $k_1 \times 1$ است؛ z_{it} بردار متغیرهایی است که به‌صورت غیرخطی در مدل وارد می‌شوند و دارای ابعاد $k_2 \times 1$ هستند؛ θ بردار ضرایب متغیرهای توضیحی قابل‌مشاهده است؛ i تعداد مقاطع و t زمان را نشان می‌دهند؛ ε_{it} نیز معرف جملات اخلال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon i}^2$ است؛ $g(.)$ تابع هموار[6] 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده صنعت ابتدا برای از بین بردن اثرات فردی مشاهده نشده بین مقاطع یعنی α_i از معادله (۷) تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود:

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

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

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

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

$$Y = X\theta + G + U \qquad (۱۰)$$

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 $\mathrm{p}^K\left(\mathrm{z_{it}}, \mathrm{z_{it-1}}\right)$ تابع $G\left(z_{it}, z_{it-1}\right)$ برآورد می‌شود که در آن بردار $p^K(z)$ دارای ابعاد $K \times 1$ است. توابع $\mathrm{p}^K\left(\mathrm{z_{it}}, \mathrm{z_{it-1}}\right)$ و $G\left(z_{it}, z_{it-1}\right)$ براساس معادلات (۱۱) و (۱۲) اندازه‌گیری می‌شوند.

$$\mathrm{p^K}\left(\mathrm{z_{it}}, \mathrm{z_{it-1}}\right) \equiv \mathrm{p^K}(\mathrm{z_{it}}) - \mathrm{p^K}(\mathrm{z_{it-1}}) \qquad (۱۱)$$

$$G\left(z_{it}, z_{it-1}\right) \equiv g(z_{it}) - g(z_{it-1}) \qquad (۱۲)$$

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

$$p_{it}^K = p^K\left(z_{it}, z_{it-1}\right) \qquad (۱۳)$$

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

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

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

$$M = P(P'P)^{-1}P' \quad (۱۵)$$

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

$$Y - \tilde{Y} = (X - \tilde{X})\theta + (G - \tilde{G}) + (U - \tilde{U}) \quad (۱۶)$$

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

$$\hat{\theta} = \left[(X - \tilde{X})'(X - \tilde{X})\right]^{-1}(X - \tilde{X})'(Y - \tilde{Y}) \quad (۱۷)$$

با جایگذاری $(Y - \tilde{Y})$ از معادله (۱۲) در معادله (۱۸) مقدار $\hat{\theta}$ برابر است با:

$$\hat{\theta} = \theta + \left[(X - \tilde{X})'(X - \tilde{X})\right]^{-1}(X - \tilde{X})'(G - \tilde{G}) + (U - \tilde{U}) \quad (۱۸)$$

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

$$\hat{g}(z) = p^k(z)'\hat{\gamma} \quad (۱۹)$$

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 به‌صورت رابطه (۲۰) تخمین زده می‌شود:

$$\widehat{u_{it}} = y_{it} - \alpha_i - x'_{it}\hat{\theta} = g(z_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۲۰)$$

برای برآورد تابع $p^K(z)$ از روش‌های متداولی چون تابع چگالی هسته‌ای[1] و تابع چگالی B-اسپلاین‌ها[2] استفاده می‌شود که در پژوهش حاضر از رویکرد دوم استفاده می‌شود. در ادبیات آماری اسپلاین‌ها به درونیاب شهرت دارند. ازآنجاکه 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 به‌صورت ناپارامتری شکل تابعی را مشخص نماید. تابع اسپلاین عبارت است از چندجمله‌ای‌هایی از درجه m که با اتصال در نقاطی بنام گره[3] –که از قبل مشخص شده‌اند– تابع هموراری 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−۱ در این نقاط پیوسته هستند. با فرض وجود K گره به‌صورت $c_1 < c_2 < \cdots < c_k$ تابع اسپلاین از درجه m به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$s(z) = \sum_{j=0}^{m} \varphi_j z^j + \sum_{j=1}^{k} \varrho_j \left(z - c_j\right)_+^m$$
$$(z - c_j)_+^m = \begin{cases} z - c_j & if\ z > c_j \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۲۱)$$

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 به‌صورت 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+۲ گره به‌صورت تابع (۱۸) تعریف می‌شود:

$$B(z, c_1, \ldots, c_{k+2}) = (k+1) \sum_{j=1}^{k+2} \{\prod (c_h - c_j)\}^{-1} \left(z - c_j\right)_+^k \qquad (۲۲)$$

همان‌گونه که مشخص است شرط تشکیل تابع فوق $1 \le h \le k+2,\ h \ne j$ است. در پژوهش حاضر به‌منظور تشکیل تابع B− اسپلاین از نرم‌افزار استتا نسخه ۱۶ و دستور spline استفاده شده‌است.

٤. نتایج برآورد مدل

به‌منظور بررسی تأثیر ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال استان‌های کشور براساس بالاتر یا پایین‌تر بودن سهم ارزش‌افزوده 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 پایین‌تر از سطح میانگین دارند. جدول (۱) و نمودار (۱) به‌ترتیب یافته‌های حاصل از بخش پارامتری و ناپارامتری را برای گروه اول نشان می‌دهند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود میزان ضریب تعیین برابر ۰/۹۱۲ 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 تعدیل‌شده 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 موردمطالعه لگاریتم ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده صنعت در حدود ۰/۳۲۱ است؛ یعنی با افزایش یک درصد در ارزش‌افزوده بخش صنعت میزان اشتغال در استان‌های گروه اول به میزان ۰/۳۲۱ درصد افزایش می‌یابد.

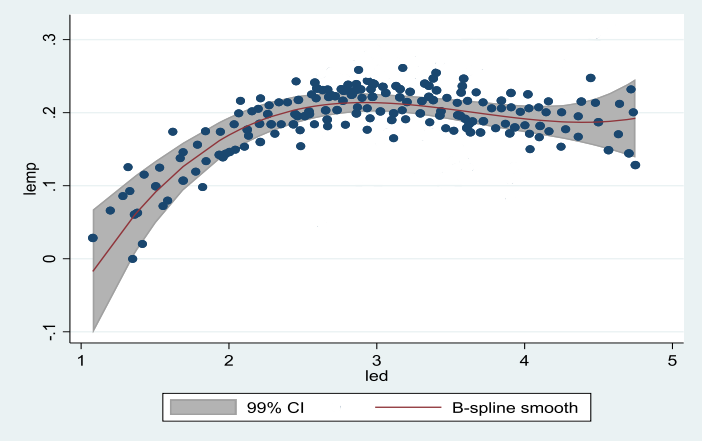
جدول ۱: نتایج برآورد الگو به روش نیمه‌پارامتری در استان‌های گروه اول

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال	فاصله اطمینان در سطح ۹۹ درصد
لگاریتم ارزش‌افزوده	۰/۳۲۱۹۰۲	۱۳/۱۹	۰/۰۰۰	(۰/۲۹۳۷۵۲۰ و ۰/۳۵۰۰۵۱۷)
لگاریتم دستمزد حقیقی	-۰/۱۲۹۴۷۹	-۱۰/۵۸	۰/۰۰۰	(-۰/۱۵۸۹۶۲۲ و -۰/۰۹۵۹۹۶۲)
لگاریتم بهره‌وری نیروی کار	-۰/۰۸۶۷۶۷	-۱۴/۶۹	۰/۰۰۰	(-۰/۱۰۲۲۰۰۶ و -۰/۰۷۱۳۳۴۰)
لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی	۰/۴۷۰۷۲۵	۱۲/۶۷	۰/۰۰۰	(۰/۴۶۹۵۸۷۳ و ۰/۴۷۱۸۶۳۹)
تعداد مشاهدات: ۱۵۶ ریشه دوم میانگین مجذور خطاها: ۰/۰۲۷۵			ضریب تعیین: ۰/۹۱۲ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۹۰۸	

منبع: محاسبات پژوهش

کشش اشتغال نسبت به موجودی سرمایه در حدود ۰/۴۷ است. افزایش موجودی سرمایه نخست به افزایش ارزش‌افزوده و تولید بخش صنعت منجر می‌شود، سپس از طریق تولید به‌صورت غیرمستقیم میزان اشتغال را افزایش می‌دهد. کشش اشتغال نسبت به دستمزد حدود ۰/۱۲۹- 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 ۰/۰۸- 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 ۲/۱ می‌رسد؛ پس از آن و با تداوم افزایش سرمایه انسانی سطح اشتغال تا ۱/۸ کاهش می‌یابد.



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

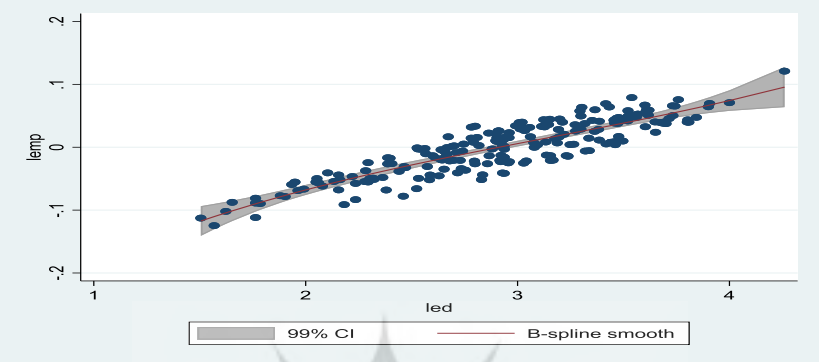
برآورد الگوی پژوهش برای گروه دوم نشان می‌دهد ضریب متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید به لحاظ آماری معنادار نیست. به همین علت متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید از الگوی رگرسیون حذف و الگو مجدداً برآورد گردید. جدول (۲) و نمودار (۲) به ترتیب نتایج برآورد بخش پارامتری و ناپارامتری الگوی پژوهش را ارائه 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 به‌صورت غیرمستقیم میزان اشتغال را افزایش می‌دهد.

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

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال	فاصله اطمینان در سطح ۹۹ درصد
لگاریتم ارزش‌افزوده	۰/۱۵۷۰۲۱	۶/۸۳	۰/۰۰۰	(۰/۲۰۱۳۵۲۶۳ و ۰/۰۹۰۴۳۱۹۱)
لگاریتم دستمزد حقیقی	-۰/۱۲۰۸۱۵	-۵/۱۲	۰/۰۰۰	(-۰/۰۵۳۱۵۹۴ و -۰/۱۹۴۴۷۰۷)
لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی	۰/۳۴۹۹۰	۱۱/۶۱	۰/۰۰۰	(۰/۳۵۱۲۳۵۰ و ۰/۳۴۸۵۶۶۰)
تعداد مشاهدات: ۲۰۵ ریشه دوم میانگین مجذور خطاها: ۰/۰۲۱۸		ضریب تعیین: ۰/۹۳ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۹۲۱		

منبع: محاسبات پژوهش

کشش اشتغال نسبت به دستمزد حدود ۰/۱۲۳- 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 ۰/۹ 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 ارزش‌افزوده بخش صنعت وجود دارد. ارزش‌افزوده صنعت تقاضای نیروی کار را از طریق رشد تولید افزایش می‌دهد. در استان‌هایی که سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید بالا است، افزایش یک درصد در ارزش‌افزوده صنعت میزان اشتغال را در حدود ۰/۳۴ درصد و در گروه دوم به میزان ۰/۱۵۷ درصد افزایش می‌دهد. ازاین‌روی واکنش اشتغال به ارزش‌افزوده صنعت در استان‌های کشور متفاوت است. ازآنجاکه افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت از طریق افزایش تولید استان‌ها سطح اشتغال را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بررسی ارتباط بین ارزش‌افزوده صنعت و تولید استان‌ها مهم است. همان‌گونه که کالدور (۱۹۶۶) نشان می‌دهد رشد اقتصادی بالا با رشد و توسعه صنعت مرتبط است؛ همچنین سرکین[1](۱۹۸۶) خاطرنشان می‌کند در سطوح پایین درآمد که سهم صنعت در تولید کل پایین است، هنگامی‌که سهم تولید صنعت در محصول کل افزایش می‌یابد، رشد بالای تولیدات بخش صنعت به افزایش تولید کل منجر می‌گردند(سلبی و ازدسر[2]، ۲۰۱۶: ۳۶۶). بنابراین سهم تولید بخش صنعت از تولید کل عامل مهمی در

1. Serquin
2. Celebi and Ozdeser

تبیین مو ضوع ا ست. بر این ا ساس، با ا ستفاده از رابطه (۱۷) ک شش تولید کل ن سبت به ارزش‌افزوده صنعت برآورد می‌شود.

$$\log(y_{it}) = \vartheta_i + \phi \log(v_{it}) + \xi_{it} \qquad (۱۷)$$

در رابطه فوق ϑ_i اثرات فردی، ϕ کشش تولید نسبت به ارزش‌افزوده صنعت و ξit جمله اخلال می‌باشند. جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۷) را بر پایه رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی[1] به روش آرلانو و باند نشان می‌دهد.

جدول ۳: برآورد کشش تولید نسبت به ارزش‌افزوده صنعت

نتایج برآورد برای گروه اول			
نام متغیر	**مقدار ضریب**	**آماره تی-استیودنت**	**سطح احتمال**
لگاریتم ارزش‌افزوده صنعت	۰/۲۳۱۷۵	۴/۶۴	۰/۰۰۰
آماره سارگان: ۸/۴۳۵۱		سطح احتمال آماره سارگان: ۰/۳۹۰۴	
آزمون همبستگی آرلانو و باند			
وقفه اول: ۱/۶۳۹۷- (۰/۰۷۲)		وقفه دوم: ۰/۵۰۲۱ (۰/۶۱۷۲)	
آزمون واریانس ناهمسانی(نسبت راست‌نمایی)			
آماره آزمون: ۱/۲۰۵		سطح احتمال آزمون: ۰/۸۴۲۵	
نتایج برآورد برای گروه دوم			
نام متغیر	**مقدار ضریب**	**آماره تی-استیودنت**	**سطح احتمال**
لگاریتم ارزش‌افزوده صنعت	۰/۱۳۳۹۸	۵/۱۷	۰/۰۰۰
آماره سارگان: ۶/۰۶۹۱		سطح احتمال آماره سارگان: ۰/۴۷۰۸	
آزمون همبستگی آرلانو و باند			
وقفه اول: ۱/۴۷۰۲- (۰/۰۸۵)		وقفه دوم: ۰/۶۲۷۵ (۰/۷۳۵۸)	
آزمون واریانس ناهمسانی(نسبت راست‌نمایی)			
آماره آزمون: ۱/۵۶۹۲		سطح احتمال آزمون: ۰/۶۴۹۱	

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به آزمون سارگان اعتبار متغیرهای ابزاری از لحاظ آماری تأیید می‌شود. آزمون آرلانو و باند بر عدم‌وجود خودهمبستگی و آزمون ناهمسانی واریانس بر همسانی واریانس‌ها دلالت دارند. مقدار آماره تی-استیودنت و سطح احتمال ضریب کشش تولید نسبت به ارزش‌افزوده اشتغال بر معناداری آن دلالت دارد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۴ در استان‌هایی که سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید بالا ا ست، ک شش تولید ن سبت به ارزش‌افزوده صنعت ۰/۲۳۱ و در گروه دوم در حدود ۰/۱۳۴ است.

1. Panel GMM

نتیجه‌گیری

در اقتصاد ایران بخش صنعت هم از نظر اشتغال و هم از نظر ارزش‌افزوده اقتصادی از جایگاه قابل‌توجهی برخوردار است؛ به‌طوری‌که بخش صنعت می‌تواند به‌عنوان موتور رشد و انباشت سرمایه اقتصادی عمل کند و به‌صورت بالقوه سهم قابل‌توجهی در جذب نیروی کار بر عهده گیرد. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر تأثیر ارزش‌افزوده بخش صنعت بر اشتغال را بررسی کرده است. برای این منظور استان‌های کشور بر پایه سهم ارزش‌افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی به دو گروه با ویژگی سهم ارزش‌افزوده بالا و سهم ارزش‌افزوده پایین تفکیک شدند. سپس، فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ارزش‌افزوده صنعت بر اشتغال با به‌کارگیری رویکرد داده‌های پانلی نیمه‌پارامتری طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ آزمون شد. نتایج نشان دادند در هر دو گروه ارزش‌افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معناداری بر اشتغال دارد. در این زمینه یافته‌های پژوهش با نتایج مطالعات اکبریان و محتشمی (۱۳۸۵)، امینی و همکاران (۱۳۹۱) و شهبازی و فتاحی (۱۳۹۶) مطابقت دارد. با توجه به ضریب ارزش‌افزوده صنعت مشاهده گردید با افزایش یک درصد در ارزش‌افزوده بخش صنعت، میزان اشتغال در استان‌های برخوردار از سهم ارزش‌افزوده بالا صنعت در حدود ۰/۳۴۳ و در استان‌های دارای سهم ارزش‌افزوده پایین صنعت در حدود ۰/۱۷۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بررسی کشش تولید ناخالص داخلی به ارزش‌افزوده بخش صنعت گویای آن است که با افزایش یک درصد در ارزش‌افزوده بخش صنعت میزان تولید در استان‌های گروه اول و دوم به‌ترتیب در حدود ۰/۲۳۱ و ۰/۱۳۴ افزایش می‌یابد.

۲- در استان‌هایی که سهم ارزش‌افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، افزایش بهره‌وری کل به کاهش معنادار اشتغال منجر می‌شود. در واقع، با افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید بنگاه‌ها تقاضای خود برای استخدام بیشتر نیروی کار را کاهش می‌دهند. اما در گروه دوم اگرچه بهره‌وری 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 بهره‌وری کل را برای اقتصاد ایران تأیید می‌کند. همچنین پژوهش فلاحی و همکاران (۱۳۹۰) نشان می‌دهد در صنعت ایران سیاست‌های ارتقادهنده بهره‌وری نیروی کار در بلندمدت می‌تواند به کاهش اشتغال منجر شود؛ اما ازآنجاکه نقش ناچیزی در کاهش اشتغال دارند، این کاهش قابل‌توجه نیست.

۳- در هر دو گروه استان‌ها موجودی سرمایه فیزیکی بر اشتغال تأثیر مثبت و معناداری دارد. در واقع، موجودی سرمایه اشتغال را به‌طور غیرمستقیم و از طریق افزایش ارزش‌افزوده صنعت و تولید تحت تأثیر قرار می‌دهد. میزان اثرگذاری موجودی سرمایه بر اشتغال در استان‌های دارای سهم ارزش‌افزوده صنعت بالا بیشتر از استان‌های 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 ارزش‌افزوده صنعت بالاتر از سطح میانگین است، ارتباط سرمایه انسانی و اشتغال به‌صورت غیرخطی و دارای بازدهی نزولی است. به‌بیان‌دیگر، 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 به‌عنوان 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 صنعتی‌شدن را تقویت می‌کنند.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

اکبریان، رضا و محتشمی، عباس. (۱۳۸۵). «تأثیر آزادسازی اقتصاد بر اشتغال بخش صنعت ایران ۱۳۸۲-۱۳۵۰»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، ۱۹۶-۱۷۱.

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 سرزعیم، علی. (۱۳۹۸). «بررسی ارتباط میان اشتغال و ارزش‌افزوده 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-کوآ)»، *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 الزهرا (س)*، شماره ۲، ۳۵-۱.

وحیدی، پریدخت. (۱۳۷۹). «رابطه علم و فن‌آوری و اشتغال در بخش صنعت ایران»، *فصلنامه برنامه‌وبودجه*، شماره ۵۵، ۳۷-۳.

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 Indestrialization", *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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 235

Volume 9, Number 36, Winter 2021

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