تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران

نویسندگان: دکتر علیرضا امینی*
دکتر جمشید پژویان**

چکیده

این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۸ اختصاص دارد. توابع تقاضای نیروی کار با استفاده از الگوهای ایستا و پویا تخمین‌زده شده است. در این مدل تقاضای نیروی کار تابعی از ارزش افزوده، هزینه واقعی استفاده از نیروی کار و هزینه واقعی استفاده از سرمایه است. برای آزمون آثار تغییر قانون کار بر اشتغال، از متغیرهای مجازی استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده، قانون کار بر اشتغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی تأثیر منفی گذاشته است. هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار و سرمایه بر تقاضای نیروی کار اثر منفی معنی‌دار و تولید، اثر مثبت معنی‌دار بر اشتغال این واحدها دارد. به طور کلی، رفع موانع رشد تولید، کاهش هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار و سرمایه و اصلاح قانون کار، از مهم‌ترین راهکارهای افزایش اشتغال در کارگاه‌های بزرگ صنعتی است.

* استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی و کارشناس سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور
** استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

۱. مقدمه

به طور کلی، کارگاه‌های بزرگ صنعتی به آن دسته از کارگاه‌های صنعتی اطلاق می‌شود که تعداد کارکنان آنها ده نفر یا بیشتر باشد. در سال ۱۳۵۰، حدود ۲۴۶۱۰۴ نفر در کارگاه‌های بزرگ صنعتی مشغول فعالیت بوده‌اند که ارزش‌افزوده ایجاد شدهٔ آنها حدود ۳/۸ درصد تولید ناخالص داخلی کشور بوده است، در حالی که حدود ۳/۱ درصد کل شاغلان کشور در این فعالیت‌ها جذب شده‌اند. در طی دهه ۱۳۵۰-۱۳۶۰، سهم اشتغال و ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی به‌ترتیب به ۴/۹ و ۱۱/۴ درصد افزایش یافته که مبین افزایش زیاد فاصله بین سهم اشتغال و سهم ارزش افزوده است. در طی این دوره، ارزش افزوده و اشتغال به‌ترتیب به طور متوسط سالانه ۱۴ و ۷/۱ درصد افزایش یافته‌اند. از منظر دیگر، به طور متوسط سالانه حدود ۲۴۰ هزار فرصت شغلی جدید در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایجاد شده، در حالی که عرضه جدید نیروی کار در کل کشور حدود ۲۴۷ هزار نفر درسال بوده است. بنابراین، در طی این دهه، کارگاه‌های بزرگ صنعتی در ایجاد اشتغال برای جویندگان کار بسیار موفق بوده‌اند. در دهه ۱۳۶۰-۱۳۷۰، سهم اشتغال و ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی به‌ترتیب به ۴/۸ و ۹/۳ درصد کاهش یافته است. متوسط نرخ رشد سالانه اشتغال و ارزش افزوده به ترتیب ۲/۵ و ۱/۹ درصد بوده که به معنی تنزل بهره‌وری نیروی کار به میزان ۰/۶ درصد درسال است. فزونی نرخ رشد اشتغال نسبت به نرخ رشد تولید، حاکی از وجود بیکاری پنهان نیروی کار و یا مازاد نیروی کار در این واحدهاست. دراین دوره، به طور متوسط سالانه ۱۴ هزار فرصت شغلی جدید در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایجاد شده که نسبت به دوره قبل، کاهش بسیار زیادی داشته است، و از جمله دلایل آن وجود جنگ تحمیلی و تحریم‌های اقتصادی است. عرضه جدید نیروی کار در سطح کل کشور سالانه حدود ۳۵۱ هزار نفر بوده است که صنایع بزرگ فقط ۴ درصد آنها را جذب کرده‌اند. بنابراین، کارگاه‌های بزرگ صنعتی، نقش چندانی در ایجاد اشتغال برای جویندگان کار نداشته‌اند. در دوره ۱۳۷۰-۱۳۷۸، سهم اشتغال و ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی با نوسانات زیادی همراه بوده و در پایان دوره به ترتیب به ۵/۸ و ۱۲/۲ درصد افزایش یافته است. متوسط نرخ رشد سالانه اشتغال و ارزش افزوده به ترتیب ۴/۴ و ۷ درصد بوده است و به طور متوسط سالانه حدود ۳۲ هزار فرصت شغلی جدید در

صنایع بزرگ ایجاد شده است. عرضه جدید نیروی کار در این دوره حدود ۴۱۰ هزار نفر در سال بوده است که فقط حدود ۷/۸ درصد آنها موفق به کسب شغل در کارگاه‌های بزرگ صنعتی شده‌اند. بنابراین، اگر چه نقش صنایع بزرگ در ایجاد فرصت‌های شغلی برای متقاضیان کار افزایش یافته، ولی همچنان این نقش اندک است.

باتوجه به مطالب یادشده، رابطه مشخص و آشکاری بین نرخ‌های رشد اشتغال و ارزش‌افزوده وجود ندارد و برای تحلیل تحولات اشتغال در کارگاه‌های بزرگ صنعتی، لازم است عوامل مؤثر برتقاضای نیروی کار با تفضیل بیشتر شناسایی گردد تا بتوان با ارائه سیاست‌های مناسب، نقش اشتغالزایی این صنایع را در اقتصاد کشور افزایش، و به حد قابل قبولی ارتقا داد. در برنامه سوم، به طور متوسط سالانه حدود ۷۳۵ هزار نفر عرضه جدید نیروی کار وجود خواهد داشت که باید برای آنها فرصت‌های شغلی ایجاد نمود. ادامه روند گذشته، جوابگوی نیازهای بازار کار به ایجاد فرصت‌های شغلی نخواهد بود. شایان ذکر است، براساس آخرین سرشماری به عمل آمده از کارگاه‌های صنعتی در سال ۱۳۷۳، حدود ۵۰/۸ درصد شاغلان کارگاه‌های صنعتی متعلق به کارگاه‌های بزرگ صنعتی بوده، در حالی که این رقم برای ارزش افزوده حدود ۷۷/۶ درصد است. بنابراین، بهره‌وری نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ نسبت به کارگاه‌های کوچک به مراتب بیشتر است، زیرا سهم ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی به میزان قابل توجهی بیشتر از سهم اشتغال این کارگاه‌هاست. در ضمن، حدود ۵/۵ درصد شاغلان دارای تحصیلات عالی کشور در این صنایع مشغول فعالیت بوده‌اند. بنابراین، این صنایع در جذب نیروی کار دارای تحصیلات عالی، یا موفق نبوده‌اند یا انگیزه‌ای برای جذب آنها نداشته‌اند. براساس پیش‌بینی به عمل آمده، در سال ۱۳۷۸ حدود ۵/۵ درصد شاغلان دارای آموزش عالی کشور، در صنایع بزرگ مشغول فعالیت بوده‌اند که نسبت به سال ۱۳۷۳ تغییری نداشته است.

مدل‌های استفاده شده برای تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار از نوع پویا و ایستا بوده که آثار تولید و قیمت‌های نسبی عوامل تولید را در نظر می‌گیرند. این مدل‌ها عمدتاً نئوکلاسیکی بوده که به لحاظ نظری، انتقادهایی نیز برآنها وارد است. مهمترین این انتقادها عبارتند از : ناهمگنی عوامل

تولید (کار و سرمایه)، عدم امکان جانشینی کار و سرمایه بعد از نصب ماشین‌آلات و تجهیزات، مشکلات مربوط به تعیین ارزش سرمایه و قیمت آن و عدم توجه به بخش مولدی که سرمایه را تولید می‌کند.[۱] برخی از این محدودیت‌ها ریشه در کاستی‌های نظام آماری کشور دارد که امکان استفاده از مدل‌های پیچیده‌تر را میسر نمی‌گرداند و بخشی دیگر به لحاظ مسائل نظری بدون پاسخ است. به‌رغم این محدودیت‌ها، مدل‌های انتخاب شده در این تحقیق، دارای مزایایی است که به واسطه آنها انتخاب شده‌اند. مهمترین این ویژگی‌ها عبارتند از :

۱. مدل مبتنی بر فرض رقابت ناقص است و با شرایط دنیای واقعی تطابق بیشتری دارد.

۲. مدل پویا بوده و قادر به توضیح چسبندگی در بازار کار است و بالطبع امکان آزمون اثر تغییر قانون کار بر اشتغال را فراهم می‌سازد.

۳. مدل، به دلیل در نظر گرفتن متغیر تولید، قادر است اثر موانع تولیدی در طرف عرضه و تقاضا را در نظر بگیرد.

۲. مبانی نظری

یکی از روش‌های استخراج تابع تقاضای نیروی کار که معادل با روش تابع سود است[۲]، استفاده از تابع هزینه تولیدکننده است. یکی از موضوع‌های بسیار مهم در بحث نظریه بنگاه، مسئله حداقل کردن مخارج کل روی نهاده‌ها در رابطه با سطح مفروضی از تولید و قیمت‌های ستاده و نهاده‌هاست. به ازای سطوح مختلف تولید، حداقل مخارج لازم برای رسیدن به سطوح تولید موردنظر به دست می‌آید که همان تابع هزینه بنگاه است. این تابع هزینه به صورت تابعی از سطح تولید و قیمت‌های نهاده‌ها تعریف می‌شود.

با فرض این که w, r, y به ترتیب نرخ دستمزد، نرخ بهره یا هزینه اجاره هر واحد سرمایه و سطح

---

۱. برای اطلاع بیشتر از جزئیات به مأخذ ۱۰، ۱۱ و ۱۲ مراجعه شود.

۲. در روش حداکثرسازی سود تولید کننده از فرضیه‌های بازار رقابتی در استخراج تابع تقاضای نیروی کار استفاده می‌شود که در آن تقاضای نیروی کار تابعی از قیمت‌های محصول و عوامل تولید (کار و سرمایه) به دست می‌آید.

تولید هستند، تابع هزینه تولید کننده به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C=C(w,r,y) \qquad (۱)$$

این تابع هزینه با هر یک از متغیرهای مستقل رابطه مستقیم داشته و بر حسب قیمت‌های نیروی کار و سرمایه همگن از درجه اول است. با استفاده از لم شپارد اگر از تابع هزینه (۱) نسبت به w مشتق جزئی بگیریم، تابع تقاضای نیروی کار به دست خواهد آمد[۱]:

$$L^{d}=\frac{\partial C(w,r,y)}{\partial w}=L^{d}(w,r,y) \qquad (۲)$$

به دلیل این که در استخراج تابع تقاضای نیروی کار از فرضیه‌های بازار رقابت کامل استفاده نشده، در نتیجه مدل به دست آمده برای شرایط رقابت ناقص نیز مناسب است. تابع تقاضای نیروی کار نسبت به قیمت‌های نهاده‌ها همگن از درجه صفر است و بر اساس این ویژگی می‌توان تابع تقاضای نیروی کار را به صورت زیر نیز نوشت:

$$L^{d}=L(y, \frac{w}{r}) \qquad (۳)$$

بنابراین، تقاضای نیروی‌کار به دو عامل سطح تولید و قیمت نسبی نیروی‌کار، $(\frac{w}{r})$، بستگی دارد. تقاضای نیروی‌کار با تولید رابطه مستقیم، و با قیمت نسبی نیروی‌کار رابطه معکوس دارد. با فرض ثابت بودن تولید، افزایش قیمت نسبی نیروی‌کار موجب کاهش تقاضای نیروی‌کار می‌شود، یعنی سرمایه جایگزین نیروی‌کار گردیده و تکنیک تولید سرمایه برتر می‌شود، زیرا سرمایه سرانه $(\frac{K}{L})$ که مبین سرمایه‌بری است، افزایش می‌یابد. قابل توجه است، جانشینی بین کار و سرمایه عملاً فقط قبل از نصب ماشین آلات و تجهیزات میسر است. از طرف دیگر، با فرض ثابت بودن قیمت نسبی نیروی‌کار، افزایش تولید موجب افزایش تقاضای نیروی‌کار می‌شود. به عبارت دیگر، با ثابت بودن تکنیک تولید، برای تولید بیشتر محصول به نیروی‌کار بیشتری نیاز است.

در الگوی پویای تقاضای نیروی کار فرض می‌شود بین سطح مطلوب و واقعی اشتغال تفاوت وجود دارد که دلیل آن وجود هزینه‌های تعدیل و عدم تعادل است. اگر بنگاه‌ها در طول زمان برای رسیدن به سطح مطلوب اشتغال، تصمیم به تعدیل نیروی کار خود داشته باشند، باید هزینه‌های

---

۱. به مأخذ ۲۱ مراجعه شود.

تعدیل از جمله هزینه‌های استخدام و اخراج را بپردازند. بنابراین، بنگاه ممکن است هزینه عدم تعادل را به علت بالا بودن هزینه‌های تعدیل بپذیرد. براین اساس، بنگاه‌ها به دنبال حداقل کردن مجموع هزینه‌های عدم تعادل و تعدیل هستند. تابع تقاضای نیروی کار در الگوی پویا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Ln\overset{*}{L}_t = LnF(X_t) + u_t \qquad (۴)$$

که در آن L^* سطح مطلوب اشتغال، X بردار متغیرهای مؤثر بر تقاضای نیروی کار و u جمله اختلال است. از آنجاکه L^* مستقیماً قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیست، برای تخمین‌های اقتصادسنجی و تبدیل آن به مقادیر قابل اندازه‌گیری از فرمول نرلاو[1] یا فرآیند تعدیل جزئی استفاده می‌شود. از طریق حداقل‌سازی تابع هزینه کل بنگاه و استفاده از فرآیند تعدیل جزئی می‌توان نشان داد که فرم قابل برآورد الگوی پویای تقاضای نیروی کار به صورت زیر است[2]:

$$LnL_t = (1-\lambda)\ LnL_{t-1} + \lambda\ Lnf(X_t) + u_t \qquad (۵)$$

که در آن λ ضریب تعدیل نامیده می‌شود. معکوس λ بیانگر سرعت تعدیل نیروی کار است، یعنی چه مدت طول می‌کشد تا اشتغال به سمت مقدار مطلوب خود میل کند. قابل توجه است، اگر از روش حداقل سازی تابع هزینه تولید کننده استفاده نماییم، بردار X شامل متغیرهای تولید و قیمت‌های نیروی کار و سرمایه می‌باشد.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

الف) مطالعه‌شیخ و اقبال[3]: توابع اشتغال کوتاه مدت در صنایع کارخانه‌ای پاکستان

در این مطالعه، مطرح شده که یکی از مشکلات جدی و اساسی پاکستان در توسعه، بالا بودن نرخ‌های رشد جمعیت و نیروی کار است و بخش صنعت در ایجاد اشتغال کافی برای داوطلبان جدید

1. Nerolve

۲. به مأخذ ۲ مراجعه شود.

3. Sheikh & Iqbal, 1992.

نیروی کار ناموفق بوده است.

در این تحقیق، ابتدا تابع اشتغال برای ۱۳ صنعت کارخانه‌ای در دوره ۱۹۶۹-۱۹۷۰ تا ۱۹۸۶-۱۹۸۷ تخمین زده شده و سپس کشش اشتغال نسبت به هزینه اشتغال محاسبه شده است که این کشش به ما درباره این که، یک درصد تغییر در هزینه اشتغال به چند درصد تغییر در اشتغال منجر خواهد شد، اطلاعات مهمی می‌دهد. شایان ذکر است، هزینه اشتغال هر شاغل شامل حقوق و دستمزد به اضافه وجوه نقدی دیگر و مزایای غیرنقدی است. در این تحقیق، اشتغال تابعی از سطح تولید، روند زمانی، هزینه اشتغال هر شاغل و اشتغال با وقفه در نظر گرفته شده است.

کشش اشتغال نسبت به تولید، اطلاعات مهمی درباره ظرفیت جذب نیروی کار در هر صنعت به ما می‌دهد. با توجه به این که کشش‌های اشتغال نسبت به تولید در تمامی صنایع (بجز صنعت کاغذ) کوچکتر از واحد هستند، به نظر می‌رسد تقاضا برای نیروی کار در شرایطی صورت می‌گیرد که صنعت کارخانه‌ای پاکستان از تکنولوژی سرمایه‌بر استفاده می‌کند. متغیر روند زمانی جانشینی برای موجودی سرمایه و تکنیک‌های تولید به کار رفته است. انتظار می‌رود این متغیر با اشتغال رابطه منفی داشته باشد، اما ضرایب تخمین زده شده مطابق انتظار نیستند.

یکی دیگر از نتایج مهم این تحقیق آن است که بین هزینه اشتغال هر شاغل و سطح اشتغال رابطه منفی وجود دارد. بنابراین، نتایج مطابق انتظار هستند. کشش اشتغال نسبت به هزینه اشتغال هر شاغل منفی است و در مورد تمامی صنایع، بجز صنعت ماشین‌آلات، بسیار معنی‌دار است. قدرمطلق برخی از این کشش‌ها بزرگتر از یک و برخی کوچکتر از یک هستند. تأثیر منفی و بسیار معنی‌دار هزینه اشتغال هر شاغل بر سطح اشتغال، به نظر می‌رسد فرضیه اصلی تحقیق را تأیید می‌کند، یعنی افزایش سریع هزینه‌های اشتغال مانع اصلی برای ایجاد اشتغال بیشتر در بخش صنعت کارخانه‌ای پاکستان است. ضرایب تخمین زده شده اشتغال با وقفه، در تمامی موارد مثبت است و بین صفر و یک قرار دارند، در نتیجه، ضریب تعدیل نیز بین صفر و یک قرار دارد.

ب) مطالعه مک دونالد و مورفی[1]: اشتغال در صنعت کارخانه‌ای، یک رابطه بلندمدت و دینامیک‌های کوتاه مدت

این مطالعه، رفتار اشتغال صنعت کارخانه‌ای انگلستان را با استفاده از داده‌های آماری سری زمانی فصلی برای دوره ۱۹۶۴-۱۹۸۶ آزمون می‌کند.

در این تحقیق، از یک مدل تقاضای نیروی کار تحت شرایط رقابت ناقص استفاده شده که بردار متغیرهای آن شامل تولید و آثار قیمت‌های نسبی است. متغیرهای استفاده شده برای تخمین معادلات عبارتند از: تعداد شاغلان در صنایع کارخانه‌ای انگلستان، تولید، دستمزد واقعی محصول، هزینه نسبی نهادهای مواد خام، هزینه نسبی سوخت و موجودی سرمایه. متغیر موجودی سرمایه به دلیل حذف هزینه واقعی سرمایه از بردار قیمت‌های نسبی در نظر گرفته شده است.

تمامی ضرایب در سطح ۵ درصد به طور معنی‌داری متفاوت از صفر هستند و به خوبی تعیین شده‌اند. ضریب متغیر ECM[2] (مکانیزم تصحیح خطا) نیز دارای علامت مورد انتظار و بسیار معنی‌دار است، در حالی که وقفه‌های طولانی ظاهر شده روی جملات پویا مربوط به قیمت‌های واقعی مواد خام و سوخت نشان می‌دهد یک اورشوت در روابط بلند مدت وجود دارد.

به طور خلاصه، براساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، یک رابطه بلند مدت بین اشتغال و برداری از متغیرهای اشاره شده به وسیله مدل رقابت ناقص بازار کار وجود دارد. به دنبال آن، یک مدل دینامیک برای اشتغال صنعت کارخانه‌ای انگلستان که شامل یک مکانیزم تصحیح خطاست، تخمین زده شده است. در این مطالعه، مدارک مثبتی به نفع هم انباشتگی[3] بین اشتغال صنعت کارخانه‌ای، قیمت‌های واقعی نهاده و تولید طی دوره ۱۹۶۴-۱۹۸۶ به دست آمده است. براساس نتایج به دست آمده، نیروی کار مکمل نهاده‌های دیگر در فرآیند تولید است (یعنی مواد خام، سوخت و سرمایه)، و نسبت به تغییرات تولید کل واکنش مثبت نشان می‌دهد.

1. Macdonald & Murphy, 1992.
2. Error Correction Mechanism (ECM)
3. Cointegration

ج) مطالعه نکوب و حشمتی[1]: یک مدل اقتصادسنجی اشتغال در صنایع کارخانه‌ای زیمبابوه

این مطالعه در سال ۱۹۹۸ به بررسی رابطه اشتغال و کارایی اشتغال در شرایط ریسک با استفاده از داده‌های گروهی[2] صنایع کارخانه‌ای زیمبابوه پرداخته است. هدف این تحقیق، تخمین یک تابع تقاضای نیروی کار با در نظر گرفتن تابع واریانس بوده است. تقاضای نیروی کار تابعی از دستمزدها، تولید، سرمایه و متغیرهای زمان است. تابع واریانس نیز به صورت تابعی از فروش‌ها، صادرات، عرضه پول، مخارج دولت و نرخ بهره مشخص شده است.

مدل نهایی به صورت یک فرم ترنزلاگ برای بیان و ارائه فرم تابعی اساسی مشخص شده است. کشش نسبت به دستمزدها مطابق انتظار منفی بوده است. میانگین کشش دستمزد در نمونه ۰/۳۷- است و تغییرات اندازه کشش‌های دستمزد بین صنایع در مقایسه با تغییرات در طول زمان بیشتر است. کشش‌ها نسبت به تولید نسبتاً کوچک و میانگین آن ۹ درصد است. افزایش‌ها در سطح تولید ممکن است با استفاده از ظرفیت بیکار تحقق یابد، بدون این که افزایش مساوی در اشتغال نیروی کار رخ دهد. واکنش‌های تقاضای نیروی کار نسبت به تغییرات در سرمایه نیز کوچک است و میانگین ارزش نمونه‌ای آن ۸ درصد است. بنابراین، به طور خلاصه، نتایج تابع تقاضای نیروی کار بیانگر آن است که تقاضای نیروی کار نسبت به تغییرات دستمزد در مقایسه با متغیرهای باقیمانده، یعنی سرمایه و تولید، حساسیت بیشتری دارد. این امر نشان می‌دهد که افزایش اضافی دستمزدهای واقعی، اثر منفی بر حفظ نیروی کار در بخش صنعت کارخانه‌ای دارد، در حالی که سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی برای ایجاد اشتغال ضروری است. به عبارت دیگر، باید تأکید بر سیاست‌هایی باشد که انباشت سرمایه، تقاضای کل و رشد اقتصادی کلی را تشویق می‌کنند.

د) مطالعه نکوب و حشمتی[3]: یک مدل تعدیل اشتغال انعطاف‌پذیر با کاربرد آن برای صنایع کارخانه‌ای زیمبابوه

این مطالعه، یک مدل تعدیل پویای اشتغال را ارائه می‌دهد. مدل مذکور برای مجموعه‌ای از داده‌های

1. Ncube & Heshmati, 1998
2. Panel Data
3. Ncube & Heshmati, 1998.

آماری گروهی از ده صنعت کارخانه‌ای زیمبابوه در طول دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۳ به کار برده شده است. برای فهم چگونگی اثرگذاری تغییر سیاست بر تقاضای نیروی کار در طول زمان، به مدلی نیاز است که تعدیل پویا را در نظر بگیرد. در این مطالعه، مدلی از تقاضای اشتغال تعمیم داده شده که در آن سرعت تعدیل بر حسب زمان و نوع صنعت متغیر است (یعنی یک مدل تعدیل قابل تغییر). تقاضای اشتغال به صورت تابعی از دستمزدها، تولید و موجودی سرمایه مدل‌سازی شده است. فرم تابعی استفاده شده از نوع ترنزلاگ انعطاف‌پذیر است و نتایج بحث عمدتاً مبتنی بر تخمین‌های بلندمدت است. میانگین کشش‌های نمونه در بلندمدت نشانگر آن است که تقاضای اشتغال به ترتیب بیشترین واکنش را نسبت به دستمزدها، سرمایه و تولید نشان می‌دهد.

سرعت تعدیل نسبتاً کند است که ارزش میانگین نمونه‌ای آن ۳۳ درصد است. دامنه آن از ۲۸ درصد (برای صنایع غذایی) تا ۵۵ درصد (برای صنایع غیر فلزی) در تغییر است. نتایج به دست آمده حمایتی از این دیدگاه است که تحت دوره تعدیل ساختاری، بازارهای کار انعطاف‌پذیرتر شده‌اند. یعنی کارفرمایان قادر هستند، سریع‌تر تعدیل کنند.

۴. داده‌های آماری

برای برآورد توابع تقاضای نیروی کار در سطح کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور به تفکیک گروه‌های صنایع، به داده‌های آماری سری زمانی در خصوص ارزش افزوده، دستمزد واقعی، ارزش موجودی سرمایه و قیمت واقعی سرمایه نیاز است. داده‌های آماری ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور به تفکیک گروه‌های صنایع را مرکز آمار ایران منتشر کرده است. برای تبدیل ارقام جاری به ثابت (سال ۱۳۶۱)، از شاخص تعدیل کننده ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی بر مبنای آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است.

در مورد دستمزد واقعی، ابتدا آمارهای منتشر شدهٔ مرکز آمار ایران را در خصوص مزد و حقوق و سایر پرداختی‌ها، بر تعداد مزد و حقوق بگیران تقسیم می‌نماییم تا دستمزد جاری به دست آید، سپس از تقسیم آن بر شاخص تعدیل‌کننده ارزش افزوده، دستمزد واقعی در سطح گروه‌های صنایع،

محاسبه می‌شود.

برآوردهای ارزش موجودی سرمایه از نتایج طرح تحقیقاتی علیرضا امینی (۱۳۷۹)، اخذ گردیده است. در این مطالعه، با استفاده از تکنیک تابع تولید، موجودی سرمایه و نرخ‌های استهلاک به طور هم‌زمان برآورد شده است. فرآیند تخمین به این ترتیب است که ابتدا بر اساس آمارهای رسمی، موجودی سرمایه کارگاه‌های بزرگ صنعتی در سال پایه (۱۳۵۰) محاسبه شده سپس با توجه به رابطه تعدیل موجودی سرمایه و آمارهای سرمایه گذاری منتشر شدهٔ مرکز آمار ایران، و با استفاده از روش جستجو، به برآورد هم‌زمان نرخ‌های استهلاک و موجودی سرمایه پرداخته است. با فرض این که نرخ استهلاک بین ۱ تا ۲۰ درصد قرار دارد، سری‌های مختلف موجودی سرمایه به ازای نرخ‌های مختلف استهلاک محاسبه، و سپس در تابع تولید برای تخمین قرار داده می‌شود. بدین ترتیب، آن سری زمانی از موجودی سرمایه که بهترین برازش را برای تابع تولید به دست دهد، انتخاب، و نرخ استهلاک متناظر برای محاسبه آن نیز به منزله نرخ استهلاک صنعت درنظر گرفته می‌شود. قابل توجه است، ارزش موجودی سرمایه سال پایه (۱۳۵۰) و آمارهای سرمایه‌گذاری که مرکز آمار ایران منتشر کرده، براساس شاخص تعدیل کننده سرمایه گذاری در بخش صنعت و معدن (بر مبنای آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) به قیمت ثابت تبدیل شده است.

برای محاسبه تقریبی قیمت واقعی سرمایه، ابتدا سهم عامل کار را از تقسیم ارزش جبران خدمات بر ارزش افزوده به دست می‌آوریم و سپس یک منهای سهم عامل کار به عنوان سهم عامل سرمایه در نظر گرفته می‌شود. از ضرب سهم سرمایه در ارزش افزوده به قیمت ثابت، میزان پرداختی به واحدهای سرمایه به دست می‌آید که اگر آن را بر ارزش موجودی سرمایه به قیمت ثابت تقسیم نماییم، پرداختی به هر واحد سرمایه به دست می‌آید که در این مطالعه به منزلهٔ تخمینی از قیمت واقعی سرمایه در نظر گرفته می‌شود[۱]. با توجه به این که قیمت واقعی سرمایه در عمل وجود ندارد و به ناچار باید از جانشین (پراکسی) برای آن استفاده شود، از این رو، در تفسیر نتایج مربوط به برآورد ضرایب قیمت واقعی سرمایه، رعایت احتیاط الزامی است.

۱. برای اطلاع بیشتر به مآخذ ۱۴، ۱۶ و ۲۲ مراجعه شود.

۵. برآورد توابع تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی و آزمون تجربی آثار قانون کار بر اشتغال

در این قسمت تابع تقاضای نیروی کار در حالت ایستا و پویا، مدل‌سازی و تخمین زده می‌شود. مدل مبتنی بر تحلیل ایستا از حداقل سازی تابع هزینه تولیدکننده به دست می‌آید. در این مدل، تقاضای نیروی کار تابعی از دستمزد واقعی، قیمت واقعی سرمایه و ارزش افزوده است:

$$L^d = L^d(w,r,y) \qquad (۶)$$

که در آن w دستمزد واقعی، r تقریب قیمت واقعی سرمایه و y ارزش افزوده به قیمت ثابت است. در مدل پویا، علاوه برمتغیرهای ذکر شده، از اشتغال با وقفه نیز به منزله یکی از متغیرهای مستقل استفاده می‌شود که یک منهای ضریب آن برابر ضریب تعدیل نیروی کار است.

اکنون با توجه به مشخص شدن مدل‌های توابع تقاضای نیروی کار به نحوه اثرگذاری قانون کار بر اشتغال و آزمون تجربی آن می‌پردازیم. قانون کار جمهوری اسلامی ایران در اواخر سال ۱۳۶۹ تصویب، و عملاً از سال ۱۳۷۰ اجرا گردید. این قانون از چند کانال بر تقاضای نیروی کار تأثیر می‌گذارد. اول اینکه، قانون کار از طریق مقررات، ضوابط و معیارهای جدید موجب افزایش هزینه نیروی انسانی می‌گردد. اقلامی که در قانون کار تحت عناوین مختلف و به منظور کمک به نیروی انسانی پیش‌بینی شده است عبارتند از:

۱. پرداخت‌هایی که به لحاظ انجام کار و مرتبط با آن به کارگر پرداخت می‌شود شامل مزد، مزایای مرتبط با اضافه‌کاری (شب‌کاری و نوبت‌کاری)، مزایای رفاهی از قبیل حق مسکن هزینه خواربار و حق عائله‌مندی است.

۲. مزایای اجتماعی که با میزان و نوع کار ارتباط ندارد و به منظور کمک به کارگران تحت عناوین مختلف پرداخت می‌شود و به آن مزد اجتماعی نیز گفته می‌شود. کمک‌های اجتماعی شامل سرویس حمل و نقل، تربیت بدنی و ورزش، تهیه مسکن و خانه‌های سازمانی است. پرداخت‌های مرتبط با پایان قرارداد کار شامل یک ماه حقوق در قبال یک سال کار در موارد اخراج، استعفا، بازنشستگی، از کار افتادگی، فوت، پایان قراردادها و یا پایان کار معین است. تأمین اجتماعی شامل درمان، مستمری بازنشستگی، مستمری از کارافتادگی، فوت و از کارافتادگی جزئی و مستمری بیکاری است.

کمک برای موارد خاص شامل ایجاد مراکز نگهداری کودکان کارگران، پرداخت دو ماه حقوق در قبال هر سال کار برای کارگرانی که در اثر حوادث ناشی از کار به طور کلی از کار افتاده می‌شوند، و پرداخت بن کالاهای غیرنقدی است. با توجه به موارد یادشده، قانون کار به منظور کمک به نیروی انسانی، پرداخت‌های متعددی را پیش‌بینی کرده است که این پرداخت‌ها موجب افزایش هزینه استفاده از نیروی انسانی می‌شود. افزایش هزینه نیروی انسانی از یک طرف باعث فزونی هزینه نهایی تولید و قیمت تمام شده می‌گردد و از طرف دیگر، موجب تشویق کارفرمایان در استفاده از تکنیک‌های تولید سرمایه‌بر و جانشین کردن سرمایه به جای نیروی کار می‌شود. هر دو اثر به کاهش تقاضای نیروی کار منجر می‌شود. افزایش قیمت تمام شده سبب کاهش تقاضا برای کالاها و انباشته‌شدن موجودی انبار کالاها، و در نهایت، کاهش تولید و تقاضای نیروی کار خواهد شد. البته کاهش تقاضای نیروی کار در صورتی رخ خواهد داد که قانون کار، اجازه اخراج بدهد. در صورتی که چنین امکانی وجود نداشته باشد، کارایی نیروی کار کاهش خواهد یافت (به دلیل بیکاری پنهان نیروی کار) سود بنگاه نیز کاهش یافته و حتی ممکن است به تعطیلی برخی از واحدها منجر شود. افزایش هزینه نیروی کار از طریق تشویق کار فرمایان در استفاده از تکنیک‌های تولید سرمایه بر و جانشین کردن سرمایه به جای نیروی کار بر تقاضای نیروی کار تأثیر منفی می‌گذارد.

به موجب قانون کار فعلی، مدت کار کمتر از گذشته، و میزان تعطیلات و مرخصی‌ها بیش از قانون کار سابق است. اگر کارگران همگی از تعطیلات و مرخصی‌ها استفاده کنند، مدت کار در سال به ۲۵۰ روز کاهش خواهد یافت و هرگاه در این روزها کار کنند، مسلماً با پرداخت اضافه کار مربوط به آن، میزان هزینه استفاده از نیروی انسانی به میزان بیشتری افزایش یافته و سرانجام به قیمت تمام شده کالاها خواهد افزود که پیامدهای آن توضیح داده شد.

دوم اینکه، قانون کار از طریق مشکل کردن و یا افزایش زیاد هزینه‌های اخراج نیروی کار بر تقاضای نیروی کار مؤثر است. در چنین شرایطی سرعت تعدیل نیروی کار کاهش می‌یابد، زیرا هزینه‌های تعدیل نیروی کار بالاست. از طرف دیگر، در زمان افزایش تولید، کارفرمایان از کارگران موجود به میزان بیشتری استفاده می‌کنند و تمایل کمتری به استخدام جدید نیروی کار خواهند داشت که این عامل نیز رشد تقاضای نیروی کار را محدود می‌کند. قابل توجه است، در چنین وضعیتی حجم فعالیت کار فرمایان ممکن است از میزان بالقوه آن کمتر باشد، زیرا استخدام زیاد نیروی کار در شرایط

رکود برای آنها مشکلاتی را فراهم می‌کند (به دلیل بالا بودن هزینه‌های تعدیل نیروی کار).

با توجه به موارد یادشده، یکی از فرضیه‌های این تحقیق این است که اجرای قانون کار بر تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی تأثیر منفی گذاشته است. برای آزمون این فرضیه، از مدل‌های ایستا و پویای تقاضای نیروی کار استفاده می‌گردد. برای آزمون آثار قانون کار به دو شیوه عمل می‌شود. در اولین روش، این فرضیه آزمون می‌شود که آیا در طول دوره اجرای قانون کار (۱۳۷۰-۱۳۷۸)، تابع تقاضای نیروی کار به طرف پایین منتقل گردیده است یا خیر؟ برای انجام این آزمون، از یک متغیر مجازی به صورت تغییر عرض از مبدأ استفاده می‌شود که مقدار آن برای سال‌های (۱۳۷۰-۱۳۷۸) برابر یک و برای بقیه سال‌ها برابر صفر است. فرم قابل برآورد معادله رگرسیون در این حالت به صورت زیر است:

$$LnI_{i,t}=\alpha_0+\alpha_{1,i}LnI_{i,t-1}+\alpha_{2,i}Lny_{i,t}+\alpha_{3,i}Lnw_{i,t}+\alpha_{4,i}Lnr_{i,t}+\alpha_5 DUMY+u_{i,t} \qquad (۷)$$

که در آن $I_{i,t}$ اشتغال در صنعت i در زمان t، $1-\alpha_{1i}$ ضریب تعدیل نیروی کار، α_{2i} کشش تولیدی اشتغال، α_{3i} کشش دستمزدی اشتغال و α_{4i} کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در صنعت و $DUMY_i$ متغیرمجازی انتقال دهنده تابع تقاضای نیروی کار به واسطه تغییر قانون کار و U_{it} جمله اختلال معادله رگرسیون است. یکی از ویژگی‌های این مدل آن است که سرعت تعدیل از صنعتی به صنعت دیگر تغییر می‌کند.

در دومین روش، این فرضیه آزمون می‌شود که در طول اجرای قانون کار، کشش تولیدی اشتغال کاهش یافته است یا خیر. انتظار می‌رود در اثر اجرای قانون کار این کشش تقلیل یافته باشد و بدان معناست که کارفرمایان تمایل کمتری به استخدام نیروی کار جدید دارند و از نیروی کار موجود، بیشتر استفاده می‌کنند. برای آزمون این فرضیه از یک متغیر مجازی استفاده می‌گردد که کشش اشتغال نسبت به تولید را تغییر می‌دهد و در واقع این متغیر مجازی شیب تابع تقاضا را تغییر می‌دهد. در این حالت، حاصل ضرب متغیر مجازی در لگاریتم ارزش افزوده، به منزلهٔ یک متغیر مستقل در سمت راست ظاهر می‌شود که مقدار متغیر مجازی آن برای دوره اجرای قانون کار برابر یک و در بقیه سال‌ها برابر صفر است. فرم قابل برآورد معادله رگرسیون در این حالت به صورت زیر است:

$$LnI_{i,t}=\alpha_0+\alpha_{1,i}LnI_{i,t-1}+\alpha_{2,i}Lny_{i,t}+\alpha_{3,i}Lnw_{i,t}+\alpha_{4,i}Lnr_{i,t}+\alpha_5 DUMY.Lny_{i,t}+u_{i,t} \qquad (۸)$$

شایان ذکر است، اگر در معادلات (۷) و (۸)، جملات اشتغال با وقفه را حذف کنیم، مدل‌های ایستای تقاضای نیروی کار به دست می‌آید. مدل‌های تقاضای نیروی کار در سطح کارگاه‌های بزرگ صنعتی به تفکیک گروه‌های ۹گانه صنایع (کد دو رقمی *ISIC*) تخمین زده می‌شود. گروه‌های ۹گانه صنایع بر حسب کد دو رقمی عبارتند از:

۱. صنایع مواد غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات،

۲. صنایع نساجی، پوشاک و چرم،

۳. صنایع چوب و محصولات آن،

۴. صنایع کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار،

۵. صنایع شیمیایی، نفت و ذغال سنگ،

۶. صنایع کانی‌های غیر فلزی،

۷. صنایع فلزات اساسی،

۸. صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات،

۹. صنایع متفرقه.

مدل تقاضای نیروی کار کارگاه‌های بزرگ صنعتی با استفاده از روش ادغام داده‌های مقطعی و سری زمانی[1] برآورد شده است. داده‌های آماری استفاده شده یک مجموعه گروهی متوازن[2] از آمارهای گروه‌های ۹گانه صنایع برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۸ است که مجموعاً ۲۴۳ مشاهده را شامل می‌شود. مدل مورد استفاده برای تخمین از نوع لگاریتمی ساده است که از روش GLS تخمین زده می‌شود.[3] با استفاده از این مدل، دو فرضیه انتقال تابع تقاضای نیروی کار و کاهش کشش اشتغال نسبت به تولید در طول دوره اجرای قانون کار جدید آزمون می‌گردد.

ابتدا، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ایستای تقاضای نیروی کار را مورد بررسی قرار می‌دهیم. ضریب متغیر مجازی انتقال دهنده تقاضای نیروی کار در معادله (۷) برابر ۰/۰۶۲- و در سطح ۵

1. Pooling Data

2. Panel Balanced

۳. نتایج کامپیوتری برآورد معادلات در پیوست ارائه شده است.

درصد از نظر آماری معنی دار است. بنابراین، فرضیه انتقال رو به پایین منحنی تقاضای نیروی کار در طول دوره ۱۳۷۰-۱۳۷۸ تأیید می‌گردد. ضریب متغیر مجازی تغییر دهنده کشش تولیدی اشتغال در معادله (۸) برابر ۰/۰۰۵- است که این ضریب نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. بدین ترتیب، فرضیه کاهش کشش تولیدی اشتغال در طول دوره ۱۳۷۰-۱۳۷۸ تأیید می‌گردد. سایر نتایج مدل ادغام داده‌های مقطعی و سری زمانی در جدول ۱ ارائه شده است. نکته قابل توجه این است که ضرایب برآورد شده در معادله تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب، یا تفاوتی ندارند یا تفاوت آنها بسیار اندک است. باتوجه به این مسئله، فقط نتایج معادله تغییر شیب را مرور می‌کنیم. کشش اشتغال نسبت به دستمزد واقعی در تمامی صنایع منفی است ولی در صنایع فلزات اساسی از نظر آماری معنی‌دار نیست. معنی دار نبودن این کشش ممکن است به دلیل تصریح یک فرم تابعی یکسان برای تمام صنایع محدود کننده باشد. کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در تمامی صنایع منفی است که مبین مکمل بودن نیروی کار و سرمایه در کارگاه‌های بزرگ صنعتی است. کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در محدوده ۰/۰۶- تا ۰/۶۹- قرار دارد، که کمترین حساسیت مربوط به صنایع فلزات اساسی، و بیشترین حساسیت مربوط به صنایع متفرقه است. باتوجه به این نتیجه، سیاست‌های کاهش دهنده هزینه استفاده از سرمایه منجر به افزایش اشتغال می‌شوند. شایان ذکر است، این کشش برای صنایع فلزات اساسی از نظر آماری معنی‌دار نیست. کشش تولیدی اشتغال در تمامی صنایع مثبت، و از نظر آماری معنی‌دار است. کشش مذکور برای صنایع مختلف در دامنه ۰/۶۱ تا ۱/۲۰ قرار دارد که به‌ترتیب مربوط به صنایع فلزات اساسی و صنایع نساجی، پوشاک و چرم است. این کشش برای صنایع نساجی، پوشاک و چرم، صنایع کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار، صنایع کانی‌های غیرفلزی، صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات و صنایع متفرقه حداقل برابر واحد است که حکایت از تأثیرپذیری زیاد اشتغال از تولید در این صنایع دارد.

کشش اشتغال نسبت به دستمزد واقعی در محدوده ۰/۱۵- تا ۰/۶۴- قرار دارد که کمترین حساسیت مربوط به صنایع فلزات اساسی و بیشترین حساسیت مربوط به صنایع نساجی، پوشاک و چرم است.

جدول ۱. نتایج مدل ایستای تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور

گروه‌های صنایع	کشش اشتغال نسبت‌به دستمزد واقعی در معادله		کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه‌درمعادله		کشش اشتغال نسبت به تولید در معادله	
	تغییر عرض از مبدأ	تغییر شیب	تغییر عرض از مبدأ	تغییر شیب	تغییر عرض از مبدأ	تغییر شیب
صنایع مواد غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات	-۰/۴۵	-۰/۴۵	-۰/۵۲	-۰/۵۲	۰/۹۴	۰/۹۵
صنایع نساجی، پوشاک و چرم	-۰/۶۴	-۰/۶۴	-۰/۳۸	-۰/۳۹	۱/۱۹	۱/۲۰
صنایع چوب و محصولات آن	-۰/۳۱	-۰/۳۱	-۰/۱۸	-۰/۱۸	۰/۸۱	۰/۸۱
صنایع کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار	-۰/۶۰	-۰/۵۶	-۰/۵۱	-۰/۵۱	۱/۰۸	۱/۰۸
صنایع شیمیایی، نفت و ذغال سنگ	-۰/۲۹	-۰/۲۹	-۰/۳۸	-۰/۳۹	۰/۷۵	۰/۷۶
صنایع کانی‌های غیرفلزی	-۰/۴۷	-۰/۴۷	-۰/۳۳	-۰/۳۳	۰/۹۹	۰/۹۹
صنایع فلزات اساسی	-۰/۱۵*	-۰/۱۵*	-۰/۰۶*	-۰/۰۶*	۰/۶۰	۰/۶۱
صنایع ماشین آلات و تجهیزات	-۰/۵۱	-۰/۵۱	-۰/۴۴	-۰/۴۴	۱/۰۲	۱/۰۳
صنایع متفرقه	-۰/۵۸	-۰/۵۸	-۰/۶۹	-۰/۶۸	۱/۱۸	۱/۱۷

* در سطح ۱۰درصد یا کمتر معنی دار نیست.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پویا در جدول ۲ ارائه شده است. کشش دستمزدی اشتغال در معادله تغییر شیب بین ۰/۱۹- تا ۰/۴۲- و کشش تولیدی اشتغال بین ۰/۵۷ تا ۰/۹۸ و کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه بین ۰/۰۹- تا ۰/۴۴- قرار دارد. ضریب تعدیل نیروی کار بین ۰/۴۶ تا ۰/۸۴ قرار دارد. بنابراین، سرعت تعدیل در اکثر صنایع بالاست. قابل توجه است، کشش دستمزدی و تولیدی اشتغال و همچنین کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در صنایع فلزات اساسی از نظر آماری معنی‌دار نیست. ضریب تعدیل نیروی کار در صنایع متفرقه و صنایع مواد غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات در سطح ۱۰ درصد یا کمتر معنی‌دار نیستند. ضریب متغیر مجازی انتقال‌دهنده تابع تقاضای نیروی کار در معادله (۷) برابر ۰/۰۷۹- و در سطح یک درصد معنی‌دار است. بنابراین، فرضیه انتقال تابع تقاضای نیروی کار به‌طرف پایین در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۷۸ تأیید می‌گردد. ضریب متغیر مجازی تغییر شیب در معادله (۸) برابر ۰/۰۰۶- و در سطح یک درصد معنی‌دار است. از این رو، فرضیه کاهش کشش تولیدی اشتغال در سال‌های اجرای قانون کار جدید تأیید می‌گردد. به طور کلی، نتایج مدل‌های ایستا و پویای الگوهای تقاضای نیروی کار مبین آن است که اجرای قانون کار جدید در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۷۸ براشتغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی تأثیر منفی گذاشته است. شایان ذکر است، مشکل کردن یا پرهزینه کردن تعدیل نیروی کار، راهکار مؤثری برای افزایش ثبات شغلی کارگران و گسترش فرصت‌های شغلی نیست. در چنین شرایطی، کارفرمایان در هنگام مواجه شدن با رونق اقتصادی سعی می‌کنند از نیروی کار موجود به شکل اضافه کار و اضافه‌نمودن شیفت کاری، استفاده بیشتری به عمل آورند و حتی الامکان از استخدام نیروی کار جدید اجتناب می‌کنند تا در هنگام مواجه شدن با رکود اقتصادی با مشکلات کارگری درخصوص تعدیل نیروی کار مواجه نگردند. شایان ذکر است، در سال‌های اخیر نرخ‌های رشد تولید و مزد و حقوق سرانه به قیمت‌های ثابت، رشد بسیار بالایی داشته‌اند، ولی اشتغال رشد چندانی نداشته و حتی اندکی کاهش یافته است.[۱] افزایش امنیت و ثبات شغلی کارگران باید از روش‌های غیردستوری نظیر ارتقای سطح مهارت‌ها، آموزش‌ها و انگیزه نیروی کار صورت گیرد. کاهش تعهدات کارفرما نیز از طریق کاهش هزینه‌های استفاده از نیروی کار بر افزایش اشتغال تأثیر زیادی دارد که این امر مستلزم اصلاح قانون کار به منظور کاهش تعهدات غیرضروری برای کارفرماست.

۱. به مأخذ ۵ مراجعه شود.

جدول ۲. نتایج مدل پویای تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور با استفاده از روش *PooLing Data*

صنایع	کشش اشتغال نسبت به دستمزد واقعی درمعادله		کشش‌اشتغال‌نسبت‌به‌قیمت واقعی سرمایه در معادله		کشش اشتغال نسبت به تولید در معادله		ضریب تعدیل نیروی کار در معادله	
	تغییر عرض از مبدأ	تغییر شیب	تغییرعرض ازمبدأ	تغییر شیب	تغییرعرض ازمبدأ	تغییر شیب	تغییرعرض ازمبدأ	تغییر شیب
صنایع موادغذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات	-۰/۳۵	-۰/۳۶	-۰/۴۳	-۰/۴۳	۰/۸۰	۰/۸۰	*۰/۸۲	*۰/۸۲
صنایع نساجی، پوشاک و چرم	-۰/۳۵	-۰/۳۵	-۰/۰۹	-۰/۰۹	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۶۷	۰/۶۷
صنایع چوب و محصولات آن	-۰/۱۹	-۰/۱۹	-۰/۱۴	-۰/۱۳	۰/۵۸	۰/۵۹	*۰/۷۹	۰/۷۸
صنایع کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار	-۰/۳۷	-۰/۳۶	-۰/۲۷	-۰/۲۷	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۴	۰/۶۵
صنایع شیمیایی، نفت، ذغال‌سنگ	-۰/۳۶	-۰/۳۷	-۰/۲۸	-۰/۲۹	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۵۶
صنایع کانی‌های غیرفلزی	-۰/۳۰	-۰/۳۱	-۰/۲۰	-۰/۲۰	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۶۱	۰/۶۱
صنایع فلزات اساسی	*-۰/۰۸	*-۰/۰۸	*۰/۱۶	*۰/۱۶	*۰/۱۷	*۰/۱۶	۰/۴۶	۰/۴۶
صنایع ماشین آلات و تجهیزات	-۰/۴۱	-۰/۴۲	-۰/۳۷	-۰/۳۸	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۸۳	۰/۸۴
صنایع‌متفرقه	-۰/۴۳	-۰/۴۲	-۰/۴۶	-۰/۴۴	۰/۹۸	۱/۰۰	*۰/۸۷	*۰/۸۷

* در سطح ۱۰ درصد یا کمتر معنی‌دار نیست.

شایان ذکر است، کارگرانی که به واسطه انعطاف‌پذیر نمودن قانون کار در کوتاه مدت اخراج می‌شوند، تحت پوشش بیمه بیکاری قرار می‌گیرند تا پس از رفع مشکلات واحدهای تولیدی و شکوفایی آنها، مجدداً به استخدام درآیند. باتوجه به این که کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در صنایع فلزات اساسی مثبت است ولی از نظر آماری معنی‌دار نیست، می‌توان مطرح نمود که نیروی کار و سرمایه دو عامل مکمل در کارگاه‌های بزرگ صنعتی هستند که با نتیجه به دست آمده از مدل ایستا نیز هماهنگی دارد.

۶. تعیین صنایع کاربر و سرمایه‌بر در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور

یکی از شاخص‌های مناسب برای تعیین اشتغالزایی فعالیت‌های اقتصادی نسبت سرمایه به نیروی کار یا معکوس آن است. فعالیت‌هایی که دارای پایین‌ترین سرمایه سرانه هستند، در شرایط یکسان‌بودن سایر عوامل، از اشتغالزایی بیشتری برخوردارند. علاوه برشاخص سرمایه سرانه، به پتانسیل رشد تولید، کشش تولیدی اشتغال و نقش هر فعالیت در کل اشتغال صنعتی نیز باید توجه کرد. فعالیت‌هایی که نقش بیشتری در کل اشتغال صنعتی دارند و کشش تولیدی اشتغال آنها نیز بالاست، در صورتی که از پتانسیل رشد بالایی برخوردار باشند، فرصت‌های شغلی بیشتری ایجاد می‌کنند. جدول ۳، تغییرات سهم‌های اشتغال، ارزش افزوده و میزان سرمایه سرانه صنایع مختلف را در سال‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۷۸ نشان می‌دهد. براساس معیار سرمایه سرانه، صنایع کاربر در سال ۱۳۷۸ به ترتیب عبارتند از: صنایع متفرقه، صنایع‌نساجی، پوشاک و چرم، صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات و صنایع چوب و محصولات آن. باتوجه به جدول ۳ مشخص می‌گردد که صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات از پتانسیل اشتغالزایی بالایی برخوردار است، زیرا اولاً کشش تولیدی اشتغال آن بالاست، ثانیاً نقش زیادی در کل اشتغال صنعتی دارد، ثالثاً از پتانسیل رشد تولید بالایی برخوردار است. عملکرد گذشته این صنعت نیز مؤید این ادعاست، زیرا سهم اشتغال و ارزش افزوده این صنعت طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۸ به ترتیب ۱۰/۸ و ۵/۴ درصد افزایش یافته است. قابل توجه است، صنایع نساجی، پوشاک و چرم، به رغم کاربر بودن، به دلیل عدم برخورداری از پتانسیل رشد تولید

(به علت موانع موجود)، از اشتغال‌زایی چندانی برخوردار نیست. صنایع چوب و محصولات آن و صنایع متفرقه نیز، به دلیل نقش ناچیز آنها در اشتغال صنعتی کشور و همچنین وجود موانع رشد تولید، از توانایی قابل ملاحظه‌ای برای ایجاد اشتغال برخوردار نیستند. در بین صنایع سرمایه‌بر، صنایع کانی‌های غیرفلزی از اشتغال‌زایی بیشتری برخوردار است و در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۸ سهم اشتغال و ارزش افزوده این صنعت به ترتیب ۳/۵ و ۱/۷ درصد افزایش یافته است. بنابراین، صنایع ماشین آلات و تجهیزات و صنایع کانی‌های غیرفلزی از اشتغالزایی بیشتری نسبت به سایر صنایع برخوردار هستند.

جدول ۳. سهم اشتغال و ارزش افزوده و میزان سرمایه سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۶۱) در کارگاه‌های بزرگ صنعتی در سال‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۷۸

صنایع	سهم اشتغال در سال‌های (درصد)		سهم‌ارزش افزوده در سال‌های (درصد)		سرمایه‌سرانه سال‌های (ریال به نفر)	
	۱۳۵۰	۱۳۷۸	۱۳۵۰	۱۳۷۸	۱۳۵۰	۱۳۷۸
مواد غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات	۲۰/۴	۱۵/۱	۳۳/۱	۱۲/۵	۱,۲۶۹,۳۹۳	۲,۵۳۹,۸۰۹
نساجی، پوشاک و چرم	۳۴/۷	۱۸/۴	۲۲/۵	۱۰/۳	۴۸۶,۴۸۷	۱,۶۹۵,۵۴۳
چوب و محصولات آن	۳	۱	۱/۱	۰/۶	۴۶۹,۸۱۱	۲,۲۸۲,۵۸۰
کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار	۳/۴	۲/۸	۳/۳	۲/۶	۱,۴۳۷,۹۵۶	۲,۸۸۰,۳۷۳
شیمیایی، نفت و ذغال سنگ	۸/۳	۱۳	۱۶/۲	۳۰/۱	۴,۸۷۵,۱۳۰	۳,۷۴۶,۷۴۶
کانی‌های غیرفلزی	۱۱	۱۴/۵	۵/۷	۷/۴	۹۴۳,۶۷۵	۲,۵۲۳,۶۹۱
فلزات اساسی	۲/۷	۷/۹	۲/۸	۱۶/۲	۱۳,۷۸۶,۲۷۲	۳,۱۲۲,۱۱۰
ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۶/۱	۲۶/۹	۱۴/۷	۲۰/۱	۱,۸۴۳,۵۵۰	۱,۹۱۵,۰۵۲
متفرقه	۰/۴	۰/۴	۰/۳	۰/۲	۹۲۸,۳۱۸	۱,۲۲۰,۷۹۱
جمع	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱,۶۷۶,۲۸۰	۲,۴۸۱,۱۰۹

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه، ضمن بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار درکارگاه‌های بزرگ صنعتی، به آزمون تجربی آثار قانون کار بر اشتغال نیز پرداختیم. مدل مورد استفاده مبتنی بر تحلیل ایستا و پویای تقاضای نیروی کار بوده که در آن تقاضای نیروی کار به سطح تولید، هزینه واقعی استفاده از نیروی کار و هزینه واقعی استفاده از سرمایه بستگی دارد. در الگوی پویا، از متغیر اشتغال با وقفه نیز استفاده شده است. برای اندازه‌گیری آثار قانون کار براشتغال از متغیرهای مجازی استفاده شده است. براساس فرضیه‌های این تحقیق، قانون کار از طریق انتقال تابع تقاضای نیروی کار به طرف پایین با کاهش کشش تولیدی اشتغال برتقاضای نیروی کار تأثیر منفی می‌گذارد. براساس نتایج به دست آمده از برآورد توابع تقاضای نیروی کار ایستا و پویا، هر دو فرضیه تأیید می‌گردد. به عبارت دیگر، تغییر قانون کار در اواخر سال ۱۳۶۹ و اجرای آن از اوایل سال ۱۳۷۰ برتقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی تأثیر منفی گذاشته است.

در مدل ایستا، کشش دستمزدی اشتغال درتمامی گروه‌های صنایع منفی بوده و فقط در صنایع فلزات اساسی از نظر آماری معنی‌دار نیست. این کشش در دامنه ۰/۱۵- تا ۰/۶۴- در صنایع مختلف قرار دارد. بنابراین، هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار در برخی از صنایع نقش مؤثرتری برتقاضای نیروی کار دارد. بدین ترتیب، سیاست‌هایی نظیر کاهش حق بیمه سهم کارفرما، اعتبار مالیاتی درخصوص هزینه‌های نیروی کار جدید و کاهش تعهدات کارفرما می‌تواند آثار زیادی بر افزایش اشتغال در برخی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی داشته باشد. کشش تقاطعی تقاضای نیروی کار نسبت به قیمت واقعی سرمایه برای گروه‌های مختلف صنایع در محدوده ۰/۰۶ تا ۰/۶۹ قرار دارد و صرفاً برای صنایع فلزات اساسی از نظر آماری معنی‌دار نیست. بنابراین، اولاً سرمایه و نیروی کار مکمل هستند، ثانیاً تغییرات قیمت واقعی سرمایه آثار مهمی بر تقاضای نیروی کار در برخی از صنایع دارد. بدین ترتیب، سیاست‌هایی نظیر اعتبار مالیاتی سرمایه‌گذاری و کاهش عوارض دریافتی از

سرمایه‌گذاران که قیمت سرمایه را برای کارفرما پایین می‌آورد، نقش مؤثری در افزایش اشتغال برخی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی دارد. میانگین کشش تولیدی اشتغال در گروه‌های مختلف صنایع طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۶۹ بین ۰/۶۱ تا ۱/۲۰ و در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۷۸ بین ۰/۶۰۵ و ۱/۱۹۵ قرار دارد. قابل توجه است، کشش تولیدی اشتغال در تمامی صنایع مثبت، و از نظر آماری معنی‌دار بوده است. بنابراین، رفع موانع رشد تولید، مؤثرترین روش برای افزایش اشتغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی است. نتایج حاصل از مدل پویا، تقریباً مشابه نتایج مدل ایستاست، با این تفاوت که کشش تولیدی اشتغال در صنایع فلزات اساسی در مدل پویا از نظر آماری معنی‌دار نیست و کشش اشتغال نسبت به قیمت واقعی سرمایه در این صنعت مثبت است ولی همچنان از نظر آماری معنی‌دار نیست. ضریب تعدیل نیروی کار در تمامی صنایع مثبت است و بین صفر و یک قرار دارد، [illegible] در صنایع موادغذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات و صنایع متفرقه از نظر آماری معنی‌دار نیست. قابل [illegible]حه است، در بین صنایع کاربر، فقط صنایع ماشین‌آلات و تجهیزات از پتانسیل اشتغال‌زایی بالایی برخوردار است. با عنایت به این که در سال‌های اخیر و آتی، با فشار عرضه نیروی کار مواجه هستیم، بنابراین، به منظور جلوگیری از روند افزایش بیکاری در کشور لازم است سیاست‌هایی اتخاذ شود تا نقش کارگاه‌های بزرگ صنعتی در امر ایجاد اشتغال افزایش یابد. بدین سبب، پیشنهادهای ذیل به منظور تسریع در امر ایجاد اشتغال ارائه می‌گردد:

۱. رفع موانع رشد تولید،

۲. کاهش هزینه واقعی استفاده از سرمایه،

۳. کاهش هزینه واقعی استفاده از نیروی کار،

۴. اصلاح قانون کار به منظور افزایش درجه انعطاف‌پذیری بازار کار و کاهش هزینه‌های استفاده از نیروی کار.

پیوست: نتایج کامپیوتری برآورد توابع تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی

گروه‌های ۹گانه صنایع به صورت زیر نمایش داده شده است:

۱. صنایع مواد غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات FOOD

۲. صنایع نساجی، پوشاک و چرم CLOTH

۳. صنایع چوب و محصولات آن WOOD

۴. صنایع کاغذ، صحافی، چاپ و انتشار PAPER

۵. صنایع شیمیایی، نفت و ذغال سنگ CHEM

۶. صنایع کانی‌های غیرفلزی MIN

۷. صنایع فلزات اساسی MET

۸. صنایع ماشین آلات و تجهیزات MACH

۹. صنایع متفرقه OTHER

نام متغیرها عبارت است از:

۱. ارزش افزوده Y

۲. دستمزد واقعی W

۳. قیمت واقعی سرمایه R

۴. متغیر مجازی انتقال دهنده تابع تقاضا در اثر قانون کار DR

۵. متغیر مجازی تغییر دهنده کشش تولیدی اشتغال در اثر قانون کار DUMR

Dependent Variable: LOG(L?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Date: 03/12/02 Time: 21:07
Sample: 1350 1378
Included observations: 29
Number of cross-sections used: 9
Total panel (balanced) observations: 252
Convergence achieved after 11 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.676126	0.511739	11.09183	0.0000
DUMR?	-0.005397	0.002086	-2.586887	0.0103
FOOD--LOG(WFOOD)	-0.447293	0.072233	-6.192362	0.0000
CLOTH--LOG(WCLOT	-0.644026	0.095242	-6.762010	0.0000
WOOD--LOG(WWOO	-0.312729	0.121401	-2.575987	0.0106
PAPER--LOG(WPAPE	-0.556466	0.069220	-8.039140	0.0000
CHEM--LOG(WCHEM)	-0.292950	0.134649	-2.175663	0.0306
MIN--LOG(WMIN)	-0.466891	0.088426	-5.280045	0.0000
MET--LOG(WMET)	-0.149018	0.204825	-0.727539	0.4677
MACH--LOG(WMACH)	-0.512733	0.085060	-6.027911	0.0000
OTHER--LOG(WOTHE	-0.576372	0.109142	-5.280952	0.0000
FOOD--LOG(RFOOD)	-0.524712	0.066091	-7.939249	0.0000
CLOTH--LOG(RCLOT	-0.385640	0.071539	-5.390641	0.0000
WOOD--LOG(RWOOD	-0.181568	0.056310	-3.224429	0.0015
PAPER--LOG(RPAPE	-0.508886	0.063343	-8.033777	0.0000
CHEM--LOG(RCHEM)	-0.387905	0.114900	-3.376029	0.0009
MIN--LOG(RMIN)	-0.331179	0.075161	-4.406278	0.0000
MET--LOG(RMET)	-0.061600	0.192596	-0.319843	0.7494
MACH--LOG(RMACH)	-0.443140	0.056945	-7.781838	0.0000
OTHER--LOG(ROTHE	-0.683350	0.158762	-4.304252	0.0000
FOOD--LOG(YFOOD)	0.945449	0.082151	11.50868	0.0000
CLOTH--LOG(YCLOT	1.197677	0.108626	11.02570	0.0000
WOOD--LOG(YWOOD	0.809896	0.159735	5.070252	0.0000
PAPER--LOG(YPAPE	1.079217	0.089621	12.04201	0.0000
CHEM--LOG(YCHEM)	0.757224	0.141575	5.348572	0.0000
MIN--LOG(YMIN)	0.987815	0.094984	10.39982	0.0000
MET--LOG(YMET)	0.605562	0.233891	2.589080	0.0103
MACH--LOG(YMACH)	1.028712	0.085982	11.96422	0.0000
OTHER--LOG(YOTHE	1.170775	0.173019	6.766736	0.0000
AR(1)	0.640561	0.047651	13.44290	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999799	Mean dependent var	16.25867
Adjusted R-squared	0.999773	S.D. dependent var	8.564880
S.E. of regression	0.129005	Sum squared resid	3.694589
Log likelihood	245.4963	F-statistic	38143.28
Durbin-Watson stat	2.053273	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.993044	Mean dependent var	10.43236
Adjusted R-squared	0.992136	S.D. dependent var	1.454708
S.E. of regression	0.129004	Sum squared resid	3.694557
Durbin-Watson stat	1.943222		

Dependent Variable: LOG(L?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Date: 03/12/02 Time: 21:06
Sample: 1350 1378
Included observations: 29
Number of cross-sections used: 9
Total panel (balanced) observations: 252
Convergence achieved after 11 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.684794	0.512541	11.09139	0.0000
DR?	-0.062323	0.024506	-2.543177	0.0117
FOOD--LOG(WFOOD)	-0.444530	0.072191	-6.157685	0.0000
CLOTH--LOG(WCLOT	-0.641407	0.095395	-6.723680	0.0000
WOOD--LOG(WWOO	-0.310845	0.121316	-2.562282	0.0111
PAPER--LOG(WPAPE	-0.559773	0.069902	-8.007980	0.0000
CHEM--LOG(WCHEM)	-0.288046	0.134186	-2.146610	0.0329
MIN--LOG(WMIN)	-0.465930	0.088610	-5.258216	0.0000
MET--LOG(WMET)	-0.147454	0.204975	-0.719374	0.4727
MACH--LOG(WMACH)	-0.508025	0.085103	-5.969501	0.0000
OTHER--LOG(WOTHE	-0.583328	0.109158	-5.343894	0.0000
FOOD--LOG(RFOOD)	-0.522974	0.066128	-7.908499	0.0000
CLOTH--LOG(RCLOT	-0.384384	0.071682	-5.362384	0.0000
WOOD--LOG(RWOOD	-0.181165	0.056223	-3.222249	0.0015
PAPER--LOG(RPAPE	-0.512043	0.063979	-8.003357	0.0000
CHEM--LOG(RCHEM)	-0.384934	0.114483	-3.362378	0.0009
MIN--LOG(RMIN)	-0.330916	0.075301	-4.394568	0.0000
MET--LOG(RMET)	-0.061441	0.192681	-0.318874	0.7501
MACH--LOG(RMACH)	-0.441392	0.057084	-7.732345	0.0000
OTHER--LOG(ROTHE	-0.693507	0.158729	-4.369140	0.0000
FOOD--LOG(YFOOD)	0.941613	0.082014	11.48111	0.0000
CLOTH--LOG(YCLOT	1.194029	0.108715	10.98309	0.0000
WOOD--LOG(YWOOD	0.806841	0.159518	5.058006	0.0000
PAPER--LOG(YPAPE	1.082592	0.090553	11.95541	0.0000
CHEM--LOG(YCHEM)	0.750943	0.140947	5.327841	0.0000
MIN--LOG(YMIN)	0.985922	0.095148	10.36196	0.0000
MET--LOG(YMET)	0.602805	0.234037	2.575683	0.0107
MACH--LOG(YMACH)	1.022778	0.085822	11.91737	0.0000
OTHER--LOG(YOTHE	1.181975	0.173262	6.821877	0.0000
AR(1)	0.641280	0.047564	13.48237	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999798	Mean dependent var	16.22541
Adjusted R-squared	0.999772	S.D. dependent var	8.530427
S.E. of regression	0.128917	Sum squared resid	3.689555
Log likelihood	245.3662	F-statistic	37888.60
Durbin-Watson stat	2.051679	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.993054	Mean dependent var	10.43236
Adjusted R-squared	0.992146	S.D. dependent var	1.454708
S.E. of regression	0.128917	Sum squared resid	3.689523
Durbin-Watson stat	1.042140		

Dependent Variable: LOG(I?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Date: 03/12/02 Time: 21:14
Sample: 1351 1378
Included observations: 28
Number of cross-sections used: 9
Total panel (balanced) observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.223532	0.465850	9.066298	0.0000
DUMR?	-0.006457	0.001781	-3.626173	0.0004
FOOD--LOG(LFOOD(-	0.177570	0.112216	1.582393	0.1150
CLOTH--LOG(LCLOT	0.329584	0.084037	3.921904	0.0001
WOOD--LOG(LWOOD	0.221536	0.126351	1.753346	0.0810
PAPER--LOG(LPAPE	0.350347	0.114606	3.056981	0.0025
CHEM--LOG(LCHEM(-	0.439542	0.171120	2.568628	0.0109
MIN--LOG(LMIN(-1))	0.390221	0.107708	3.622965	0.0004
MET--LOG(LMET(-1))	0.537818	0.151774	3.543550	0.0005
MACH--LOG(LMACH(-	0.164818	0.095654	1.723069	0.0863
OTHER--LOG(LOTHE	0.129193	0.151057	0.855259	0.3934
FOOD--LOG(WFOOD)	-0.357222	0.047504	-7.519760	0.0000
CLOTH--LOG(WCLOT	-0.351758	0.069592	-5.054586	0.0000
WOOD--LOG(WWOO	-0.191210	0.091810	-2.082659	0.0385
PAPER--LOG(WPAPE	-0.362531	0.053019	-6.837712	0.0000
CHEM--LOG(WCHEM)	-0.367772	0.105096	-3.499409	0.0006
MIN--LOG(WMIN)	-0.305797	0.067497	-4.530517	0.0000
MET--LOG(WMET)	-0.079713	0.171565	-0.464623	0.6427
MACH--LOG(WMACH)	-0.420058	0.058280	-7.207600	0.0000
OTHER--LOG(WOTHE	-0.423644	0.064329	-6.585551	0.0000
FOOD--LOG(RFOOD)	-0.432046	0.060927	-7.091165	0.0000
CLOTH--LOG(RCLOT	-0.093576	0.052693	-1.775867	0.0772
WOOD--LOG(RWOOD	-0.133315	0.042419	-3.142846	0.0019
PAPER--LOG(RPAPE	-0.269423	0.060394	-4.461085	0.0000
CHEM--LOG(RCHEM)	-0.286739	0.147628	-1.942303	0.0534
MIN--LOG(RMIN)	-0.198087	0.077178	-2.566610	0.0110
MET--LOG(RMET)	0.161959	0.159990	1.012305	0.3125
MACH--LOG(RMACH)	-0.376058	0.051928	-7.241940	0.0000
OTHER--LOG(ROTHE	-0.444214	0.144105	-3.082574	0.0023
FOOD--LOG(YFOOD)	0.804347	0.121708	6.608807	0.0000
CLOTH--LOG(YCLOT	0.694399	0.105514	6.581088	0.0000
WOOD--LOG(YWOOD	0.582410	0.118856	4.900118	0.0000
PAPER--LOG(YPAPE	0.659557	0.116484	5.662215	0.0000
CHEM--LOG(YCHEM)	0.566266	0.197808	2.862697	0.0046
MIN--LOG(YMIN)	0.565148	0.099885	5.657983	0.0000
MET--LOG(YMET)	0.166993	0.174889	0.954847	0.3407
MACH--LOG(YMACH)	0.893732	0.104462	8.555547	0.0000
OTHER--LOG(YOTHE	0.984131	0.185307	5.310826	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999649	Mean dependent var	14.21754
Adjusted R-squared	0.999588	S.D. dependent var	6.698825
S.E. of regression	0.135984	Sum squared resid	3.957209
Log likelihood	215.6667	F-statistic	16456.65
Durbin-Watson stat	1.519331	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.991705	Mean dependent var	10.43236
Adjusted R-squared	0.990271	S.D. dependent var	1.454708
S.E. of regression	0.143488	Sum squared resid	4.405977

Dependent Variable: LOG(L?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Date: 03/12/02 Time: 21:58
Sample: 1351 1378
Included observations: 28
Number of cross-sections used: 9
Total panel (balanced) observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.202847	0.465141	9.035643	0.0000
DR?	-0.078568	0.020690	-3.797449	0.0002
FOOD--LOG(LFOOD(-1	0.180259	0.111771	1.612758	0.1083
CLOTH--LOG(LCLOTH(	0.332285	0.083834	3.963614	0.0001
WOOD--LOG(LWOOD(	0.212675	0.123626	1.720315	0.0868
PAPER--LOG(LPAPER	0.361319	0.116495	3.101587	0.0022
CHEM--LOG(LCHEM(-	0.443672	0.170996	2.594632	0.0101
MIN--LOG(LMIN(-1))	0.392473	0.107606	3.647318	0.0003
MET--LOG(LMET(-1))	0.539669	0.152158	3.546774	0.0005
MACH--LOG(LMACH(-	0.166982	0.095595	1.746774	0.0821
OTHER--LOG(LOTHER	0.129055	0.150707	0.856333	0.3928
FOOD--LOG(WFOOD)	-0.354570	0.046699	-7.592685	0.0000
CLOTH--LOG(WCLOT	-0.349149	0.068815	-5.073715	0.0000
WOOD--LOG(WWOOD	-0.191953	0.089995	-2.132935	0.0341
PAPER--LOG(WPAPE	-0.368641	0.053843	-6.846540	0.0000
CHEM--LOG(WCHEM)	-0.361029	0.104748	-3.446638	0.0007
MIN--LOG(WMIN)	-0.304537	0.067236	-4.529362	0.0000
MET--LOG(WMET)	-0.077572	0.171948	-0.451135	0.6523
MACH--LOG(WMACH)	-0.414573	0.057572	-7.200981	0.0000
OTHER--LOG(WOTHE	-0.433690	0.064626	-6.710722	0.0000
FOOD--LOG(RFOOD)	-0.430180	0.060499	-7.110514	0.0000
CLOTH--LOG(RCLOTH	-0.092613	0.052421	-1.766711	0.0787
WOOD--LOG(RWOOD)	-0.135324	0.041586	-3.254083	0.0013
PAPER--LOG(RPAPER	-0.270597	0.061341	-4.411359	0.0000
CHEM--LOG(RCHEM)	-0.281791	0.147513	-1.910280	0.0574
MIN--LOG(RMIN)	-0.197128	0.077106	-2.556575	0.0113
MET--LOG(RMET)	0.162328	0.160412	1.011942	0.3127
MACH--LOG(RMACH)	-0.373814	0.051813	-7.214714	0.0000
OTHER--LOG(ROTHER	-0.462408	0.144208	-3.206527	0.0015
FOOD--LOG(YFOOD)	0.800644	0.120426	6.648429	0.0000
CLOTH--LOG(YCLOTH)	0.690626	0.104571	6.604362	0.0000
WOOD--LOG(YWOOD)	0.594909	0.116581	5.102954	0.0000
PAPER--LOG(YPAPER	0.659484	0.118291	5.575088	0.0000
CHEM--LOG(YCHEM)	0.556769	0.197573	2.818051	0.0053
MIN--LOG(YMIN)	0.563413	0.099592	5.657217	0.0000
MET--LOG(YMET)	0.164541	0.175220	0.939053	0.3488
MACH--LOG(YMACH)	0.887377	0.103790	8.549744	0.0000
OTHER--LOG(YOTHER	1.004657	0.185369	5.419754	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999647	Mean dependent var	14.20315
Adjusted R-squared	0.999586	S.D. dependent var	6.677294
S.E. of regression	0.135793	Sum squared resid	3.946091
Log likelihood	215.8760	F-statistic	16397.08
Durbin-Watson stat	1.523658	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.991753	Mean dependent var	10.43236
Adjusted R-squared	0.990327	S.D. dependent var	1.454708

منابع

الف) فارسی

امینی، علیرضا. (۱۳۷۹). *برآورد آمارهای سری زمانی جمعیت شاغل و فعال، موجودی سرمایه و محاسبه برخی از شاخص‌های بازار کار در اقتصاد ایران*. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. دفتر اقتصاد کلان.

امینی، علیرضا. (۱۳۸۰). *تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار و موانع ایجاد اشتغال در اقتصاد ایران*. پایان‌نامه دکترای اقتصاد. واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی.

امینی، علیرضا. (۱۳۷۹). *طرح مطالعاتی اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری در کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان هرمزگان و مقایسه آن با کل کشور*. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان هرمزگان.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *حسابهای ملی ایران*. سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۵.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *نتایج بررسی کارگاه‌های بزرگ صنعتی در سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۹*.

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۷۸). *مرحله اول طرح مطالعاتی درآمدی بر قانون کار در ایران و تأثیر آن بر بازار کار*. معاونت امور اقتصادی و هماهنگی. دفتر اقتصاد کلان.

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۷۸). *مستندات برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران ۱۳۷۹-۱۳۸۳*. جلد ششم. روندگذشته. جاری و آینده بازار کار ایران (۱۳۴۵-۱۳۸۳).

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۷۸). *لایحه برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۹-۱۳۸۳)*.

مرکز آمار ایران. *نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر*. سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۶.

نفری، اکبر. (۱۳۷۳). پیرامون اهمیت تئوری توزیع درآمد نئوکلاسیک. *مجله علمی پژوهشی*

اقتصاد و مدیریت. شماره ۲۰ و ۲۱.

نفری، اکبر. (۱۳۷۵). نقدی بر نظریه توزیع درآمد نئوکلاسیک. مجله علمی پژوهشی اقتصاد و مدیریت. شماره ۲۸ و ۲۹.

نفری، اکبر. (۱۳۷۷). مختصری پیرامون تابع تولید نئوکلاسیک. مجله علمی و پژوهشی اقتصاد و مدیریت. شماره ۳۷ و ۳۸.

ب) انگلیسی

Borjas, G.J. (1996). *Labor Economics.* McGrw-Hill International Edition. Economic Series.

Griliches, Z. (November 1969). Capital-Skill Complementarity. *Review of Economics and Statistics.* Vol. 51, pp.405-468.

Henderson, J.H. and Quandt. R.E., "*Microeconomic Theory: A Mathematical Approach,*" Third +Edition. 1980. Macgraw - Hill International Book Company.

Hsieh, C.T. (1999). "Productivity Growth and Factor Prices in East Asia," *American Economic Review.* Vol. 89, No. 2, pp.133-138.

Macdonald, R. and Murphy, P.D. (1992). "Employment in Manufacturing : A Long-Run Relation-ship and Short-Run Dynamics". *Jorunal of Economic Studies.* Vol.19, pp.3-18.

Ncube, M. and Heshmati, A. (1998). *An Econometric Model of Employment in Zimbabwe's Manufacturing Industries.*

Ncube,M.and Heshmati,A. (1998). *A Flexible Adjustment Model of Employment With Application to Zimbabwe's Manufacturing Industries.*

Sheikh, K.H. and Iqbal. Z. (1992). Short-Term Employment Functions in Manufacturing Industries: An Emprical Analysis for Pakistan. *The Pakistan Development Review.* Vol. 31: 4 part II, pp. 1267-1277.

Theil, H. (1979). *The Syatem wide Approach to Microeconomic.*

Weber, W.L. & Domazlicky, B.R. (1999). "Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: A Regional Approach Using Linear Programming. *Region Science and Urban Economics.* Vol. 29, pp. 105-122.