فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۹۱، تابستان ۱۳۹۸، ۳۰-۱

تخمین کشش تقاضای نیروی کار در کارگاه‌های صنعتی ایران با رویکرد پانل پروبیت کسری

خیزران روستایی شلمانی*

زهرا میلا علمی **

دریافت: ۹۷/۳/۵ پذیرش: ۹۷/۵/۲۹

کشش تقاضای نیروی کار / سهم درآمدی نیروی کار / بنگاه‌های صنعتی / استان‌های ایران / پانل پروبیت کسری بازه‌ی صفر و یک

چکیده

در این پژوهش کشش قیمتی و متقاطع تقاضای نیروی کار بنگاه‌های صنعتی ایران را در دو اندازه ۱۰ تا ۴۹ نفر و بیش از ۵۰ نفر کارکن بررسی شد. محاسبه‌ی کشش‌ها در دو مرحله صورت گرفت. در مرحله نخست، متغیرهای تأثیرگذار بر سهم درآمدی نیروی کار تخمین زده شد. با استفاده از برآورد انجام‌گرفته، گام بعدی محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی و متقاطع تقاضای نیروی کار بوده است. در این راستا، از داده‌های استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ و به‌منظور برآورد مدل، از روش پانل پروبیت کسری بازه‌ی صفر و یک استفاده گردید. بر اساس نتایج حاصل، اثرگذاری منفی مالیات، حق بیمه پرداختی و ارزش مواد خام بر سهم درآمدی نیروی کار در هر دو گروه موردمطالعه از یافته‌های تحقیق است. اثر منفی نرخ دستمزد بر تقاضای کار و مثبت بودن کشش تولیدی از نتایج دیگر این پژوهش است.

*. دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
kheyzaranrustaei@yahoo.com

**. استاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران z.elmi@umz.ac.ir

■ زهرا میلا علمی، نویسنده مسئول.

هم‌چنین، برای بنگاه‌های کوچک کشش متقاطع نیروی کار و قیمت سرمایه مثبت به‌دست آمد. بر اساس نتایج این مطالعه و با لحاظ این مورد که بازار کار ایران با کمبود تقاضا و تراکم بیکاری مواجه است پیشنهاد می‌شود، سیاست‌گذار اقتصادی برای افزایش تقاضا در بازار کار، به رفع موانع تولیدی و کمک به افزایش ظرفیت تولید اهتمام ورزد.

طبقه‌بندی JEL: J21, J23, C33, L60

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

ساختار تقاضای کار، مرکز بسیاری از پرسش‌های اساسی سیاستی است. به‌ویژه، نوسانات نرخ بیکاری تا حد زیادی به عوامل توضیح‌دهنده تقاضای نیروی کار بستگی دارد.[1] علی‌رغم تمهیدات و برنامه‌ریزی‌های گوناگون صورت گرفته در راستای افزایش فرصت شغلی و اشتغال‌زایی در ایران، موقعیت‌های شغلی ایجادشده پاسخگوی عرضه نیروی کار در ایران نبوده است. عرضه‌ی نیروی کار، در دهه‌ی هشتاد و نود، متأثر از افزایش نرخ رشد جمعیت سال‌های ۱۳۶۵- ۱۳۵۵ و تغییر الگوی زندگی خانوار با افزایش نیروی کار مواجه شده است. ازجمله تغییراتی که در الگوی زندگی خانوار می‌توان به آن اشاره کرد افزایش سطح تحصیلات علی‌الخصوص برای زنان، تغییر نگرش نسبت به حضور زنان در بازار کار، کاهش بعد خانوار، بالا رفتن سطح استاندارد زندگی و افزایش میانگین سن ازدواج است. از طرف دیگر کم و حتی منفی بودن نرخ رشد تولید در دهه‌ی هشتاد و نود، سبب گردید که بازار کار نتواند در جذب نیروی کار جوان به‌ویژه زنان متقاضی کار موفق عمل کند که در پی آن نرخ بیکاری افزایش یافت. عدم تناسب بین فرصت‌های شغلی ایجادشده و برنامه‌ریزی‌های صورت گرفته در راستای کارآفرینی و اشتغال‌زایی، باعث شده که شناخت سمت تقاضای نیروی کار به‌منظور هماهنگ‌سازی تقاضا و عرضه‌ی نیروی کار و افزایش راهکارهایی برای اشتغال ایران به‌عنوان کشوری با نیروی فعال جوان اهمیت یابد.

از سوی دیگر، انتظار می‌رود رشد بخش صنعت، به دلیل داشتن پیوندهای پسین و پیشین با سایر بخش‌ها، منجر به رشد بخش‌های خدمات و کشاورزی شود که در پی آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. از آنجا که رشد سریع اقتصادی برای افزایش اشتغالِ مولد ضروری است؛ رشد صنعتی را می‌توان یکی از مهم‌ترین عوامل رشد و توسعه‌ی اقتصادی و به‌تبع آن اشتغال دانست.

به دلیل کمبود شغل پایدار، عدم رشد همگامِ اشتغال با رشد اقتصادی و مشکل بیکاری، پرسش‌های مهمی که مطرح می‌شود این است که آیا رشد صنعتی در ایران می‌تواند زمینه‌ای جهت ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر را فراهم آورد؟ چه عواملی می‌توانند به افزایش اشتغال بخش صنعت کمک نمایند؟ برای نیل به پاسخ این پرسش‌ها، پژوهش حاضر در ابتدا سهم

1. Boug, (1999).

درآمدی نیروی کار را برآورد می‌نماید که به‌طور ضمنی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار را نشان می‌دهد و سپس کشش تقاضای نیروی کار بنگاه‌های صنعتی در ایران محاسبه می‌شود. برای دست‌یابی به این هدف، مطالعه‌ی حاضر از پنج بخش تشکیل یافته که پس از مقدمه و بیان مسئله، ادبیات موضوع و مبانی نظری بیان می‌شود. بخش سوم به داده و روش تحقیق می‌پردازد. در ادامه، با یافته‌های حاصل از برآورد الگو با استفاده از داده‌های سی استان ایران در بازه‌ی ۱۳۹۳-۱۳۸۳، راهکارهایی ارائه می‌شود که امید است جهت سیاست‌گذاری مناسب برای افزایش اشتغال اثرگذار باشد.

۱. ادبیات موضوع

شناخت بهتر و درک روشن‌تر از مسائل تأثیرگذار بر تقاضای نیروی کار نیازمند تحلیل و بررسی نظریه‌های مهم و مطرح در این حوزه است. ازاین‌رو در ادامه مبانی نظری مطرح شده در ادبیات اقتصادی پیرامون اشتغال و کشش تقاضای نیروی کار بیان می‌شود.

۱-۱. مبانی نظری

در متون اقتصادی، تعیین رفتار اشتغال کل، به مفروضاتی که در مورد بنگاه‌های اقتصادی لحاظ می‌شود، بستگی دارد. روش‌های گوناگونی برای استخراج تابع تقاضای نیروی کار وجود دارد که هرکدام بسته به شرایط خاص مناسب هستند. مبانی نظری بر اساس فروضی که ۱- بنگاه در کدام بازار حضور دارد (رقابتی یا غیررقابتی) ۲- تابع تولید چندعاملی است ۳- مدل ایستا است یا پویا تقسیم‌بندی می‌گردد. لازم به ذکر است که در برخی مدل‌ها این موارد ممکن است ادغام‌شده باشند (ترکیبی از نوع بازار و تعداد عوامل)[۱]. به طور خلاصه، در نظریه اقتصاد خرد برای تابع تقاضا فرض می‌شود که بنگاه‌ها با توجه به قرارگیری در دوره‌ی زمانی کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت، متقاضی نهاده‌هایی هستند که از حداکثرسازی سود به دست می‌آید.

از آن‌جا که هدف اصلی این مطالعه تخمین کشش تقاضای نیروی کار است، برای درک عوامل تعیین‌کننده‌ی آن، به مبانی نظری کشش تقاضای نیروی کار پرداخته

۱. برای مطالعه بیشتر به نیکلسون (ترجمه عسکری، ۱۳۸۹) و (بورگس، ۱۹۹۳) رجوع شود.

می‌شود. در این مبحث نحوه‌ی ارتباط کشش تقاضای نیروی کار با توابع تولید و هزینه هر بنگاه نشان داده می‌شود. در طرف نیروی کار، همرمش[1] با قانون بنیادی تقاضای عامل[2]، عوامل تعیین‌کننده کشش قیمتی تقاضای تعادلی نیروی کارِ صنعت را در معادله (۱) خلاصه می‌کند.

$$\eta_{LLj} = -[1-s]\sigma_{LL} - s\eta_j \qquad (۱)$$

در معادله‌ی (۱)، η_{LLj} کشش قیمتی تقاضای کار[3] صنعت j که منفی است، s سهم نیروی کار از درآمد کل صنعت، σ_{LL} کشش تولیدی ثابت[4] و بیانگر جانشینی بین نیروی کار و سایر عوامل تولید است. کشش تقاضای تولید برای ستانده‌ی صنعت j با η_j نشان داده می‌شود. متغیرهای s، σ_{LL} و η_j مثبت هستند. آلن[5] (۱۹۳۸) با هدف حداکثرسازی سود با مفروضات رقابت کامل، دو عاملی بودن تابع تولید و بازدهی ثابت به مقیاس، معادله‌ی (۱) را اثبات کرد.

طبق معادله‌ی (۱)، η_{LLj} از دو قسمت تشکیل شده است. قسمت اول، $-[1-s]\sigma_{LL}$ اثر جانشینی و بیان‌کننده‌ی آن است که برای سطح معینی از تولید، هنگامی‌که دستمزد افزایش می‌یابد، صنعت به چه میزان عوامل دیگر را جایگزین نیروی کار می‌کند. عبارت $-[1-s]\sigma_{LL}$ اغلب کشش تقاضای نیروی کار ستانده-ثابت نامیده می‌شود که از کشش کل η_{LLj} متمایز است. دومین قسمت از این معادله، $-s\eta_j$ است که اثر تولیدی یا اثر مقیاسی[6] است. این مقدار بیان می‌کند که به چه میزان تقاضای نیروی کار بعد از تغییر دستمزد به دلیل تغییر ستانده‌ی صنعت تغییر می‌کند. دستمزدهای بالاتر (پایین‌تر) به هزینه‌های بیشتر (کمتر) دلالت دارد، پس با حرکت در طول برنامه‌ی تقاضای بازار -تولید[7]، ستانده‌ی صنعتی کم (زیاد) خواهد بود.

به عبارتی با افزایش دستمزد، کارفرما تکنیک تولید را در طول همان تابع تولید همسان تغییر می‌دهد که میزان این تغییر به سهم درآمدی نیروی کار از صنعت (s) بستگی دارد.

1. Hamermesh, (1993).
2. Fundamental Law of Factor Demand.
3. Own-Price Labor-Demand Elasticity.
4. Constant-Output Elasticity.
5. Allen.
6. Scale Effect.
7. Product-Market Demand Schedule.

بیشتر بودن سهم درآمدی (s) با کوچکتر شدن کشش جانشینی (σ_{LL}) و بیشتر شدن کشش دستمزدی تقاضای نیروی کار (گذر از σ_{LL} به η_{LLj}) همراه خواهد بود.

با این حال، تولیدات (ستانده‌ی) صنعت ثابت نیست. در واقع افزایش دستمزد، قیمت کالا را به‌گونه‌ای مثبت، در صنایعی که تولید کل محصولات صنعتی را کاهش داده‌اند (منحنی تولید همسان به سمت داخل منتقل می‌شود)، تحت تاثیر قرار می‌دهد. این امر، تقاضا برای هر دو عامل تولید و به ویژه نیروی کار را کاهش می‌دهد. میزان این کاهش در تقاضای نیروی کار به قیمت‌های جدید و سهم نیروی کار بستگی دارد. این رابطه توسط آلن (۱۹۳۸) برای بیش از دو عامل تولیدی نیز تعمیم یافت که در آن رابطه‌ی مثبت بین نیروی کار و کشش تقاضای تولیدی (اثر مقیاسی) به قانون سوم مارشال شناخته شده است.

به طور خلاصه، وقتی دستمزد افزایش یابد، هر دو اثر جانشینی و مقیاسی کاهش پیدا می‌کنند. کارفرما عوامل دیگر را جایگزین نیروی کار می‌کند و با هزینه‌های بالاتر صنعت ستانده‌ی کمتری را تولید می‌کند که این تقاضا برای تمام عوامل را کاهش خواهد داد. بنابراین $\eta_{LLj} < 0$ است؛ یعنی شیب تقاضای نیروی کار منفی است.

در متون اقتصادی ادبیاتی غنی در بحث اشتغال وجود دارد. در این مقاله در راستای مبانی نظری ارائه شده که بر کشش‌های خودی و جانشینی تقاضای نیروی کار متمرکز است. در ادامه، به مرور مطالعاتی پرداخته می‌شود که در زمینه‌ی پژوهش حاضر است.

۱-۲. شواهد تجربی

برآورد کشش مقطعی نیروی کار سوئد و برخی کشورهای اروپایی با روش داده‌های تابلویی در طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۴۴ برای بخش تولیدات صنعتی توسط براسونیر و اکولم[1] (۲۰۰۰) انجام شده است. رابطه‌ی بین دستمزد با تقاضای نیروی کار و همین‌طور کشش‌های متقاطع برای کشورهای با درآمد بالا و پایین، منفی دیده می‌شود.

در پژوهش فالک و کوئبل[2] (۲۰۰۲)، کشش تقاضای نیروی کار ۲۶ گروه تولیدی صنعتی با استفاده از روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط غیرخطی در طی دوره‌ی ۱۹۹۰-۱۹۷۸،

1. Braconier and Ekholm.
2. Falk and Koebel.

برآورد گردیدند. از یافته‌های این تحقیق کشش منفی خودی نیروی کار برای تمام سطوح مهارتی است. کشش متقاطع بین کارگر غیر ماهر و نیمه ماهر بی‌معنا به دست آمد.

در مطالعه‌ی دیگر فالک و کوئبل (۲۰۰۴) تقاضای نیروی کار ۱۲ صنعت کالای بادوام، ۱۲ صنعت کالای بی‌دوام و ۱۱ صنعت غیر تولیدی آلمان را بررسی کرده‌اند. تقاضای نیروی کار بر اساس تفاوت در سطح آموزشی آنان در ۳۵ صنعت غرب آلمان در طی بازه‌ی ۱۹۹۴-۱۹۷۸ مطالعه شده است. روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط با اثرات ثابت، تابع تقاضای عوامل لئون‌تیف تعمیم‌یافته و درجه دوم را برآورد می‌کند. برآورد تقاضای عامل ترانسلوگ و باکس-کاکس[1] با روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط غیرخطی صورت می‌گیرد. تخمین صورت گرفته در صنایع تولیدی کشش قیمتی را منفی و معنادار نشان می‌دهد؛ اما رابطه‌ی معناداری برای کارگران ماهر مشاهده نمی‌شود. اثر تولید بر نیروی کار نیمه و غیرماهر مثبت و معنادار است و این تأثیر برای کارگر نیمه ماهر بیشتر است؛ در حالی که اشتغال نیروی کار ماهر متأثر از تولید نیست.

تخمین معادله‌ی تقاضای نیروی کار بر اساس داده‌های تابلویی صنعت هشت کشور اروپای مرکزی و شرقی شامل: جمهوری چک، مجارستان، لهستان، اسلواکی، اسلوونی، لیتوانی، بلغارستان و رومانی، توسط اُناران[2] صورت گرفته است. بازه‌ی ۲۰۰۴-۱۹۹۹ زمانی است که برای مطالعه‌ی پیرامون اشتغال در دوران بهبود پساگذار[3] در نظر گرفته شده است. در این مطالعه در ابتدا اثر عوامل داخلی تنها با حضور متغیرهای دستمزد و تولید بررسی می‌شود؛ سپس اثرگذاری عوامل بین‌المللی شامل صادرات، واردات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال بخش‌های صنعتی مورد آزمون قرار می‌گیرد. معادله‌ی تقاضای نیروی کار پویا با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، تخمین زده می‌شود. در برآورد اول بدون لحاظ متغیرهای تجاری، در هر دو روش ایستا و پویا، در بیشتر موارد اشتغال به دستمزد حساس نبوده و بنابراین رشد بیکاری در صنایع، صرف‌نظر از تحولات دستمزد، در حال وقوع است. واکنش اشتغال به تولید مثبت اما کشش آن ناچیز دیده شده است. در برآورد با

1. Box-Cox Factor Demand.
2. Onaran, (2008).
3. Post-Transition Recovery.

لحاظ متغیرهای خارجی، از بین هشت کشور تنها رومانی و لیتوانی و فقط با لحاظ کارگران ماهر، صادرات اثر مثبتِ قابل انتظار را دارا است.

میترا و شین[1] در کنار اثر آزادسازی تجاری بر تقاضای نیروی کار، به محاسبه‌ی کشش تقاضای نیروی کار پرداخته‌اند. بنگاه‌های صنعتی کره که حداقل ۳۰ نفر کارکن دارند، در دو بازه‌ی زمانی ۰۳-۲۰۰۲ و ۰۸-۲۰۰۵ به‌صورت جداگانه و با دو روش حداقل مربعات وزنی و اثرات ثابت وزن نیافته[2] بررسی شده‌اند. متغیر وابسته لگاریتم اشتغال در سطح بنگاه است و فروش، دستمزد، نرخ صادرات، شاخص قیمت عوامل و هزینه‌ی سرمایه از متغیرهای توضیحی مدل هستند. کشش دستمزد، منفی و مقدار آن بین ۰/۰۶- تا ۰/۲۱- متفاوت به دست آمده است.

پایکل و زیکلوخ[3] در پژوهشی با استفاده از داده‌های خرد سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۷ به بررسی کشش دستمزد تقاضای نیروی کار بنگاه‌های آلمانی پرداختند. این مطالعه که کشش دستمزدی تقاضا را به تفکیک مهارت کارکنان تخمین زده است، میزان این کشش را برای کارکنان با مهارت کم، متوسط و بالا به ترتیب برابر ۱/۰۵-، ۰/۳۷-و ۰/۵۶- به دست آورده است. این نتیجه مشابه‌ی مطالعه‌ی فرایر و اشتاینر[4] برای کشور آلمان است که کشش دستمزدی تقاضا را برای هشت گروه مختلف تخمین زده و محدوده‌ی این کشش در بازه‌ی ۰,۱۳- تا ۱- حاصل شده بود.

گلدر و همکاران[5] کشش متقابل بین نهاده‌ی سرمایه و نیروی کار بخش صنعت را در هند تخمین زده‌اند. آن‌ها به برآورد دو نوع صنعت انتخاب‌شده برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ مبادرت می‌ورزند. با بهره‌گیری از مدل کشش جانشینی ثابت[6]، کشش متقابل را بین سرمایه و نیروی کار در بازه‌ی ۰/۵۴ و ۰/۹۷ به دست می‌آورند. یافته‌های مطالعه‌ی گلدر و همکاران، نتایج پژوهش پیشین ویرمانی و هاشی[7] را تائید کرده است که در آن مقادیر کشش، کمتر از واحد مشاهده شده بود. جمع‌بندی نتایج حاصل نشانگر آن است

1. Mitra and Shin.
2. Un-weighted Fixed Effects Regression.
3. Peichl and Siegloch, (2012).
4. Freier and Steiner, (2010).
5. Goldar et al., (2013).
6. Constant Elasticity of Substitution.
7. Virmani and Hashi, (2009).

کـه احتمـال جانشـینی بیـن دو متغیر برای کشـور هنـد کم اسـت. در حالی‌که، آپنـدر[1] مقدار کشـش متقابـل بیـن سـرمایه و نیـروی کار را بـرای بخـش صنعتـی هنـد بیش از یـک برآورد کرده‌بود.

در مطالعه‌ی یانگ[2] به تخمین کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه صنایع آمریکا در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ پرداخته که در یافته‌های این تحقیق، میزان این کشش ۰,۶۲ عنوان شده است.

بیودری و همکاران[3] کشش دستمزد تقاضای نیروی کار را در سطح شهری و شهرهای صنعتی آمریکا در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ بررسی کرده‌اند. یافته‌ی تحقیق بر اساس روش حداقل مربعات معمولی و متغیر ابزاری نشان می‌دهد میزان این کشش در سطح شهر ۰/۳- و برای شهرهای صنعتی ۱- است.

شیفراو و هایلو[4] در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ برای ۷۲ کشور توسعه یافته، در حال توسعه و در حال گذار به این نتیجه رسیده‌اند که کشش دستمزد نیروی کار منفی است. رشد تقاضا باعث افزایش اشتغال صنایع می‌شود. این کشش در کشورهای در حال توسعه کم است، به طوری که رشد ۱۰ درصدی تولید، باعث افزایش چهار درصدی اشتغال می‌شد.

کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه برای بخش‌های مختلف صنعتی آمریکا در مطالعه‌ی چیرینکو و مالیک[5] بررسی شده است. میزان این کشش برابر ۰/۴- حاصل شد.

آدام و موتوس[6] با استفاده از روش اثرات ثابت، در رگرسیون‌هایی مجزا، کشش قیمتی ۲۳ زیربخش صنعتی و ۱۱ کشور عضو منطقه یورو را در سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۰ تخمین زده‌اند. کشش قیمتی تقاضای نیروی کار به دست آمده برای زیربخش‌های صنعتی، در بازه‌ی ۰/۰۵ تا ۰/۸ برآورد شده است.

در ایران مطالعات انجام‌شده در حوزه‌ی بازار کار، بیشتر سمت عرضه‌ی آن بوده و در

1. Upender, (2009).
2. Young, (2013).
3. Beaudry et al, (2014).
4. Shiferaw and Hailu, (2016).
5. Chirinko and Mallick, (2017).
6. Adam and Moutos, (2017).

تحقیقات کمتری به تقاضای نیروی کار پرداخته‌شده است که به نمونه‌هایی از آن اشاره می‌شود که پیرامون موضوع مورد مطالعه است.

امینی و فلیحی (۱۳۷۷) با استفاده از رهیافت تقاضای نیروی کار، تغییرات اشتغال بخش صنعت و معدن را تحلیل کرده و به برآورد دو مدل استاندارد و تجربی با استفاده از سری زمانی ۱۳۷۳-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. براساس نتایج حاصل از پژوهش، سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و معدن، از طریق افزایش ظرفیت تولیدی (موجودی سرمایه) بر تقاضای نیروی کار، اثر مثبت دارد. در مقابل، اثر منفی افزایش هزینه‌ی نسبی نیروی کار و کاهش میزان به‌کارگیری ظرفیت تولیدی (بهره‌وری سرمایه) بر تقاضای نیروی کار دیده می‌شود.

کازرونی و محمدزاده اکبری (۱۳۸۱) کشش قیمت تقاضا برای نهاده کار بخش صنعت را با بهره‌گیری از مدل سود انعطاف‌پذیر و معادلات همزمان و با روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان‌دهنده‌ی کشش قیمتی کم، مثبت بودن کشش جانشینی سرمایه و ستانده با نیروی کار است.

در دو الگوی ایستا و پویا مولایی و آشتیانی (۱۳۹۰) در طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۸ به تخمین تابع تقاضای نیروی کار بخش صنعت پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان داد که بین تقاضا برای نیروی کار و دستمزد رابطه‌ی عکس وجود دارد و اثرگذاری ارزش افزوده، موجودی سرمایه و بهره‌وری نیروی کار بر تقاضای نیروی کار مثبت است.

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۵) تحت رقابت کامل و ناقص بازار تولید، کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار صنایع کارخانه‌ای ایران را با بهره‌گیری از روش داده‌های تابلویی، در سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ محاسبه کرده‌اند. با فرض رقابت کامل، مقدار کشش ۰/۷۵ و تحت شرط ناقص بودن بازار، ۰/۶۵ به‌دست آمده است.

۲. روش شناسی تحقیق

۲-۱. داده

در این مقاله از داده‌های تابلویی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ برای دو سطح از بنگاه‌های صنعتی ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن (بنگاه‌های کوچک) و بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن (بنگاه‌های متوسط و بزرگ) در سطح استانی استفاده می‌شود. داده‌های مورد نیاز از سایت مرکز آمار

ایران و بانک مرکزی ایران گردآوری شده است. با این‌که تعریف و شناسه‌ی استاندارد بین‌المللی و معیار یکسان جهانی برای بنگاه‌های کوچک و متوسط وجود ندارد، تعیین اندازه بنگاه بر اساس تعداد شاغلین به‌عنوان یکی از متعارف‌ترین معیارها جهت طبقه‌بندی مقیاس بزرگی بنگاه تولیدی مطرح است[1] در ایران، سازمان‌های متفاوت متناسب با فعالیت خود تعاریف مختلفی در خصوص بنگاه‌های کوچک و متوسط ارائه می‌کنند. در این پژوهش تعریف مورد استفاده از بانک مرکزی ایران است. در این دسته بندی، بنگاه‌های کوچک دارای ۱۰ تا ۴۹، متوسط ۵۰ تا ۹۹ نفر کارکن و بنگاه‌های بزرگ دارای بیش از ۱۰۰ کارکن هستند.

۲-۲. الگوی تحقیق

تاکنون از روش‌های مختلفی جهت برآورد تقاضای نیروی کار بهره گرفته شده است. در این بین، متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده توابع هزینه‌ی کاب-داگلاس و کشش جانشینی ثابت (CES)، تابع هزینه‌ی لئون‌تیف تعمیم‌یافته و تابع هزینه ترانس‌لوگ را می‌توان نام برد.

در پژوهش حاضر، برای تقاضای نیروی کار یک مدل تقاضای نیروی کار با دو عامل تولید (سرمایه و نیروی کار) در نظر گرفته می‌شود. تابع تولید غیرهمگن[2] است که در آن کارگران همگن[3] فرض می‌شوند. این مطالعه در فرایندی دو مرحله‌ای به تخمین کشش تقاضای نیروی کار می‌پردازد. در راستای دستیابی به این هدف، در ابتدا، مدلی منتج شده از تابع هزینه ترانس‌لوگ[4و5] برآورد می‌شود که نشانگر عوامل مؤثر بر سهم درآمد نیروی کار در هر گروه از بنگاه‌هاست. سپس، با توجه به تخمین صورت گرفته، کشش‌های خودی، متقاطع و تولیدی تقاضای نیروی کار، تخمین زده می‌شود.

1. Berisha and Pula, (2015).
2. Heterothetic.
3. Homogenous.
4. Translog cost function, (1993).
5. Kölling, (2012).

۲-۲-۱. سهم درآمدی نیروی کار

در گام نخست برای تخمین عوامل مؤثر بر سهم درآمد نیروی کار، تابع هزینه‌ی ترانس‌لوگ به‌صورت معادله‌ی (۲) نوشته می‌شود.

$$\ln C = \ln Y + a_0 + a_1.\ln w + (1-a_1)\ln r + 0.5.b_1.\ln w^2 + b_2.\ln w.\ln r + 0.5.b_3 \ln r^2 + d\ln Y.\ln w + (1-d)\ln Y.\ln r \quad (۲)$$

که در آن، پارامترهای مورد برآورد a_i،b_i و d است. ln لگاریتم و C، Y، w و r به ترتیب بیانگر هزینه کل، تولید، هزینه نیروی کار و هزینه سرمایه هستند. با اعمال لم شفارد نسبت به عامل تولیدی کار و تقسیم آن به هزینه نیروی کار (دستمزد)، رابطه (۳) به دست می‌آید:

$$s = a_1 + b_1 \ln w + b_2 \ln r + d\ln Y \quad (۳)$$

که $s = \frac{w.L}{Y}$ سهم درآمد (ارزش) نیروی کار از درآمد کل است.

برای تجزیه‌وتحلیل تجربی کشش تقاضای نیروی کار بخش صنعت به تفکیک اندازه‌ی گروه (j)، در ابتدا بایستی معادله‌ی (۴) تخمین زده شود.

$$s_{ijt} = \alpha_j + b_j ln w_{ijt} + b_j Ln\, r_{ijt} + d_j ln\, y_{ijt} + \beta_j X_{ijt} + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (۴)$$

از آن‌جا که سهم درآمد نیروی کار از درآمد کل (s) به صورت کسری و در محدوده صفر و یک است، مطابق پپکه و وولدریج[1] (۲۰۰۸)، روش برآورد معادله (۴)، داده‌های تابلویی کسری بازه‌ی صفر و یک است. j معرف گروه تولید صنعتی و بر اساس اندازه‌ی بنگاه برحسب تعداد کارکنان است. در این دسته‌بندی، گروه اول شامل ۱۰ تا ۴۹ نفر و گروه دوم بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن است. i معرف ۳۰ استان[2] ایران و اندیس t نشانگر سال است. δ_{ij} اثر مشاهده نشده‌ی استان‌ها و ε_{ijt} جمله‌ی اختلال است.

s سهم درآمد (ارزش) نیروی کار (w.L) از درآمد کل است که به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. سهم درآمد مشاغل[3] (LIS)، نسبت درآمد حاصل از تولیدات است

1. Papke and Wooldridge.

۲. ایلام به دلیل در دسترس نبودن داده برای تمام سال‌های موردمطالعه، حذف گردید.

3. The labor Income Share.

که برای نیروی کار به‌صورت دستمزد و هزینه‌های مرتبط صرف می‌شود.[1] در این مطالعه سهم درآمد نیروی کار از ارزش تولید کل به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

مدل تجربی شامل برخی از متغیرهای توضیحی است که دستمزد یکی از مهم‌ترین آنان است. در مطالعات انجام گرفته رابطه‌ی مشخصی بین متغیر دستمزد و سهم درآمد نیروی کار دیده نشده است. کشش جانشینی و قیمتی تقاضای نیروی کار، می‌تواند تعیین‌کننده‌ی مثبت یا منفی بودن این رابطه باشد.[2] با فرض منفی بودن کشش قیمتی تقاضای نیروی کار، اگر کشش متقاطع بین سرمایه و نیروی کار مثبت و کمتر از واحد باشد، با افزایش دستمزد، سهم درآمدی نیروی کار افزایش می‌یابد و اگر کشش متقاطع مثبت و بیشتر از واحد باشد، افزایش دستمزد منجر به افزایش سهم سرمایه از درآمد می‌شود و سهم نیروی کار کاهش می‌یابد.

متغیر توضیحی دیگر، قیمت سرمایه است. در مطالعات تقاضای نیروی کار اندازه‌گیری نهاده‌ی سرمایه و قیمت آن مشکل‌ساز است.[3] در پژوهش‌های مختلف برای اندازه‌گیری قیمت سرمایه از شاخص‌های متعددی استفاده شده است که برای نمونه به چند مورد آن اشاره می‌شود. گریفن (۱۹۹۲) هزینه‌ی سرمایه را به‌عنوان ارزش اموال خالص بنگاه، کارخانه و تجهیزات در نظر می‌گیرد. در مطالعه‌ی دیگرِ گریفن (۱۹۹۶)، نهاده‌ی سرمایه از طریق ارزش دلاری تجهیزات بنگاه، بدون لحاظ نرخ استفاده از تجهیزات، قیمت‌گذاری شده است. دراپر و مندرز[4] سهام سرمایه از طریق انباشت سرمایه‌گذاری ساخته‌شده را با فرض نرخ استهلاک ثابت به‌عنوان قیمت سرمایه به کار می‌برند. آن‌ها دو شاخص دیگر را نیز معرفی می‌کنند که می‌تواند برای قیمت سرمایه استفاده شود. شاخص اول، هزینه‌ی به‌کارگیری سرمایه[5] است که عنوان می‌شود در صورت بهره‌گیری از آن کیفیت تخمین با احتمال بسیار ضعیف و تورش با احتمال بالا همراه خواهد بود. برای شاخص دوم فرض می‌کنند که ارزش ستانده برابر با هزینه‌ی کل تولید باشد. با استفاده از تعریف حسابداری،

1. Conway and Parham, (2015).
2. Schneider, (2011).
3. Griffin, (1992).
4. Draper and Manders, (1997).
5. User Cost of Capital.

این نتیجه را بیان می‌کنند که هزینه‌ی سرمایه از ارزش‌افزوده، هزینه‌ی عوامل دیگر و سهام سرمایه قابل‌محاسبه است.

هاواس و یعقوبی (۲۰۰۴) قیمت سرمایه را به دست آوردن سرمایه‌ی جدید عنوان می‌کنند. حسن و همکاران (۲۰۰۷) ارزش دفتری موجودی سرمایه را به‌عنوان قیمت سرمایه در نظر می‌گیرند و شاخصی که برای هزینه‌ی کاربری سرمایه معرفی می‌کنند ضرب تعدیل‌گر کالاهای سرمایه‌ای (مجموع نرخ‌های بازار پول ملی) در نرخ استهلاک است. کولینگ (۲۰۱۲)، استفاده از نرخ‌های بهره‌ی بین بانکی به‌عنوان ابزاری برای هزینه‌ی سرمایه را مناسب می‌داند.

در پژوهش حاضر، با توجه به دسترسی داده، از میزان کارمزد پرداختی بنگاه‌ها به بانک‌ها به‌عنوان شاخصی برای قیمت سرمایه استفاده می‌شود. انتظار بر این است که با افزایش قیمت سرمایه، سهم درآمد نیروی کار افزایش یابد.

متغیر توضیحی دیگر، ارزش‌افزوده‌ی واقعی ستانده بنگاه‌های صنعتی و شاخصی برای میزان تولید است. آسماگلو[1] در مطالعات خود نشان می‌دهد که اثرگذاری تولید بر سهم نیروی کار معطوف به کاربر یا سرمایه‌بر بودن پیشرفت تکنولوژی است[2]. اگر پیشرفت تکنولوژی در راستای افزایش تولیدات سرمایه‌بر باشد، انتظار می‌رود که رابطه‌ی بین سهم درآمد نیروی کار و تولید منفی باشد.

با مدنظر قرار دادن مبانی نظری و با توجه به امکان دسترسی سطح داده‌ها از کارگاه‌های صنعتی، متغیرهای دیگری به الگو اضافه شد. این متغیرها که بر میزان تقاضای نیروی کار از سمت کارفرما تأثیرگذارند مالیات غیرمستقیم، حق بیمه پرداختی و قیمت مواد خام و اولیه هستند. می‌توان انتظار داشت که با افزایش این متغیرها، تقاضای کارفرما برای نیروی کار کاهش می‌یابد که به کاهش سهم درآمدی نیروی کار منجر می‌شود.

۲-۲-۲. کشش قیمتی، متقاطع و تولیدی

در گام دوم، کشش‌های تقاضای نیروی کار با توجه به دستمزد، قیمت سرمایه و تولید برآورد می‌گردد. کشش تقاضای نیروی کار تغییرات نسبی مقدار کار را نشان می‌دهد زمانی

1. Acemoglu

۲. اشنایدر، (۲۰۱۱).

که دستمزد (کشش خودی)، قیمت سرمایه (کشش متقاطع) و تولید با یک نرخ مشخص تغییر کند. با دیفرانسیل‌گیری از S در معادله‌ی (۳) این کشش‌ها قابل‌محاسبه هستند. رابطه (۵) حاصل دیفرانسیل‌گیری از S است:

$$\partial s = \partial w\frac{L}{Y} + \partial L\frac{W}{Y} - \partial Y\frac{WL}{Y^2} = \frac{\partial w}{w}s + \frac{\partial L}{L}s - \frac{\partial Y}{Y}s = \left(\frac{\partial w}{w} + \frac{\partial L}{L} - \frac{\partial Y}{Y}\right)s \quad (۵)$$

با گرفتن مشتق جزئی از معادله‌ی (۵)، کشش‌های تقاضای کار حاصل می‌شود.

کشش قیمتی: انتظار بر این است که طبق نظریه‌ی تقاضای نیروی کار رابطه‌ی دستمزد نیروی کار با تقاضای نیروی کار منفی باشد. در بسیاری از مطالعات صورت گرفته همانند مطالعه‌ی برندت و خالد[۱]، کلارک و فریمن، آرلانو و باند[۲]، گریفن، گرینوی و همکاران[۳]، هاواس و یعقوبی[۴]، آرنونه و همکاران[۵]، حسن و همکاران[۶]، سینز و همکاران[۷]، جورج[۸] و همکاران، امینی و فلیحی (۱۳۷۷) و اکبریان و محتشمی (۱۳۸۲) اثر منفی هزینه‌ی نیروی کار بر تقاضای نیروی کار دیده می‌شود.

در برخی از مطالعات اثرگذاری دستمزد بر تقاضای نیروی کار، به عوامل مختلفی منوط می‌شود. یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده، نوع مهارت کارگران است. هرچند نیسیم[۹] کشش‌پذیری تقاضا به قیمت کارگران را برای تمام گروه‌ها منفی به دست آورده، در مقایسه با سایر گروه‌های دیگر نیروی کار که از مهارت کمتری برخوردارند، مقدار کشش برای کارگر ماهر بیشتر است. در مطالعه‌ی تجربی دیگر از دراپر و مندرز (۱۹۹۷) رابطه‌ی منفی دستمزد و میزان تقاضای نیروی کار تنها در گروه کارگران غیرماهر دیده می‌شود و بین دستمزد و نیروی کار ماهر رابطه‌ی مثبت وجود دارد. تقاضای کار گروه‌های مختلف از نظر

1. Berndt and Khaled, (1979).
2. Arellano and Bond, (1991).
3. Greenaway et al, (1999).
4. Haouas and Yagoubi, (2004).
5. Arnone et al, (2005).
6. Hasan et al., (2007).
7. Saens et al., (2008).
8. Gorg et al., (2009).
9. Nissim, (1984).

مهارت در بلندمدت و کوتاه‌مدت در پژوهش فالک و کوئبل[1] بی‌کشش به دست می‌آید و کشش قیمتی (دستمزدی) تقاضا برای نیروی کار غیرماهر در مقایسه با نیروی کار نیمه ماهر بیشتر است. در مطالعه‌ی فالک و کوئبل (۲۰۰۲) کشش نیروی کار به دستمزد برای تمام سطوح مهارتی منفی است.

عامل دیگری که بر اثر دستمزد بر تقاضای نیروی کار مؤثر بوده نوع روشی است که پژوهشگر به‌کاربرده است. سیمونز و لیارد[2] با استفاده از روش متغیرهای ابزاری، برای کشورهای مورد مطالعه این رابطه را منفی گزارش می‌کنند درحالی‌که با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی این رابطه برای آمریکا منفی دیده نمی‌شود. آگیلار و رندون[3] از سه روش برای برآورد خود کمک می‌گیرند که تنها با استفاده از روش متغیر ابزاری، نتیجه منفی و مطابق نظریه است و در دو حالت دیگر رابطه‌ی دستمزد و میزان تقاضای نیروی کار برخلاف انتظار مثبت به دست آمده است.

هنگامی‌که هاواس و یعقوبی (۲۰۰۴) پژوهش خود را بر اساس نوع کارگر برحسب قراردادی و دائمی تفکیک می‌کنند، میزان کشش نیروی کار و دستمزد برای گروه کارگران قراردادی منفی حاصل شد، درحالی‌که نتیجه‌ی برآورد برای کارگران دائمی حاکی از بی‌کشش بودن آن داشت.

کشش متقاطع نیروی کار و قیمت سرمایه: رابطه‌ی معینی بین نیروی کار و قیمت سرمایه در پژوهش‌های گذشته وجود ندارد. برخی از مطالعات رابطه‌ی بین این دو را مثبت ارزیابی می‌کنند که دلالت بر جانشین بودن این دو دارد. این نتیجه در مطالعاتی مانند اتکینسون و هالورسن[4]، برندت و خالد (۱۹۷۹)، و فانک و همکاران (۱۹۹۷) دیده می‌شود. در مطالعاتی دیگر ازجمله آلن و اورگا[5]، این دو متغیر، اثر منفی بر یکدیگر داشته و مکمل یکدیگرند. پنکاول و هولملند[6] اثرگذاری هزینه‌ی سرمایه را صفر و هاواس و یعقوبی (۲۰۰۴) هیچ رابطه‌ای برای سرمایه گزارش نکرده‌اند.

1. Falk and Koebel, (2001).
2. Symons and Layard, (1984).
3. Aguilar and Rendon, (2008).
4. Atkinson and Halvorsen, (1984).
5. Allen and Urga, (1999).
6. Pencavel and Holmlund, (1988).

کشش نیروی کار و تولید: میزان تولید یکی از عوامل تأثیرگذار بر اشتغال است. این‌که نرخ رشد تولید منجر به افزایش اشتغال و کاهش بیکاری شود، به متغیرهایی بستگی دارد که در بازار کار انتخاب می‌شود[1]، اگرچه انتظار بر این است که افزایش رشد اقتصادی بتواند از طریق افزایش تقاضا برای نیروی کار، نرخ بیکاری را کاهش دهد و سبب افزایش میزان اشتغال شود که در بسیاری از مطالعات مانند مطالعه‌ی کلارک و فریمن (۱۹۸۰)، پنکاول و هولملند (۱۹۸۸) شیخ و اقبال (۱۹۹۲)، هین و رایت (۱۹۹۸)، گرینوی و همکاران (۱۹۹۹)، فالک و کوئبل (۲۰۰۴)، حسن و همکاران (۲۰۰۴)، ساودرا و تورِرو(۲۰۰۴)، آرنونه و همکاران (۲۰۰۵)، سینز و همکاران (۲۰۰۸)، جورج و همکاران (۲۰۰۹) این نتیجه‌ی طبق این انتظار حاصل گردید اما در برخی پژوهش‌ها این رابطه منفی برآورد شده است مانند دوپکه (۲۰۰۱) برای کشور پرتغال، کپسوس (۲۰۰۵) برای برخی کشورها و مناطق و چوی (۲۰۰۷) برای دو سال کشش کره را منفی به دست آورده‌اند.

۲-۳. روش برآورد

در روش متعارف، داده‌های متغیرهای واکنشی کسری بازه‌ی صفر و یک[2] با استفاده از مدل‌های احتمال خطی یا با لگاریتم‌گیری و بهره‌گیری از شانس متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته است. با این وجود، هر دو راهکار، از محدودیت‌هایی برخوردارند[3] که به آن اشاره می‌شود:

برای برازش مدل واکنشی کسری منفرد[4]، هنگامی که مدل خطی در نظر گرفته می‌شود، تخمین‌زننده‌ی حداقل مربعات معمولی یا متغیر ابزاری به سازگاری در تخمین پارامترها منجر می‌شود. با این وجود تضمینی برای قرار گرفتن مقدار برازش شده در بازه‌ی صفر و یک وجود ندارد و اثرات جزئی برای دو مقدار کرانه (صفر و یک) به خوبی تخمین زده نمی‌شود.[5]

روش سنتی دیگر، لگاریتم‌گیری و بهره‌گیری از شانس متغیر وابسته ($log\left(\frac{y_{it}}{1-y_{it}}\right)$)

1. Döpke, (2001).
2. Fractional Response Variables.
3. Kessler and Munkin, (2013).
4. Single Fractional Response.
5. Nam, (2014).

است که با یک عملیات ساده از متغیر وابسته صورت می‌گیرد و برای استخراج یک مدل خطی از یک مدل غیر خطی مزیت دارد. از طرف دیگر، این کار، مشکلاتی به همراه دارد. در مرحله‌ی اول، زمانی که از متغیر شانسِ تغییر شکل‌یافته، بهره گرفته می‌شود، لگاریتم صفر و یک برای y تعریف شده نیست و بدون فروض اضافی استفاده نمی‌شود. دوم، پارامترهای اساسی مورد نظر مانند اثرات جزئی و نهایی به سختی قابل تفسیر خواهد بود[۱]. سوم، برآورد متغیرهایی که در طول زمان تغییر می‌کنند[۲]؛ اما بین مقاطع متفاوت نیستند (مثالی از آن، نرخ بهره‌ی بازار است)، امکان‌پذیر نمی‌باشد.

در نتیجه، لگاریتم‌گیری و بهره‌گیری از شانس متغیر وابسته[۳]، $log\frac{y}{1-y}$، راه حلی سنتی است که واکنش، باید مؤکداً در درون بازه‌ی واحد قرار داشته باشد. مضاف بر این، فرم تابعی خطی نشان‌دهنده‌ی احتمالات غیر خطی مهم نیست. برای حل مشکل خروج متغیر وابسته از بازه‌ی واحد، پیکه و ولدریج (۱۹۹۶) روش تخمین شبه درست نمایی[۴] (QMLE) را معرفی می‌کنند که حتی برای هنگامی که متغیر وابسته مقادیر نهایی گوشه‌ای را می‌پذیرد، قابل اجرا است. روش برآورد غیرخطی آنان، به طور مستقیم میانگین شرطی متغیر وابسته را به عنوان تابعی مناسب مدل‌سازی می‌کند. پیکه و ولدریج (۲۰۰۸) موضوع واکنش کسری منفرد را به مجموعه داده‌های تابلویی با متغیرهای درون‌زا گسترش می‌دهند. در این مطالعه ارتباط اثر مشاهده نشده‌ی یکسانِ زمان[۵] با متغیرهای توضیحی مجاز بوده و روش دیگری از QMLE توسعه یافته است. برخلاف کار قبلی‌شان (پَیکه و وولدریدج، ۱۹۹۶) آن‌ها از یک توزیع نرمال استفاده می‌کنند (به عنوان مثال یک مدل پروبیت) که منجر به برآوردگرهای ساده در صورت حضور متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ی ناهمگن می‌شود. در زمینه‌ی واکنش دودویی، انتخاب بین ساختار میانگین شرطی توابع لاجیت و پروبیت، تا حد زیادی سلیقه‌ای است. با توجه به‌این‌که، تابع میانگین پروبیت، دارای مزایای متمایز و عملکرد بهتری در این زمینه است و به برآورد محاسباتی ساده‌تری منجر می‌گردد[۶]، در این پژوهش از این روش

---

۱. کسلر، (۲۰۱۳).

2. Time Varying

3. Log-odds Transformation

4. Maximum Likelihood Estimation

5. Time Invariant Unobserved Effect

۶. پیکه و وولدریدج، (۲۰۰۸).

استفاده می‌شود.

روش برآوردی معادله (۲) به دنبال کار پیکه و وولدریدج (۲۰۰۸) خواهد بود. با توجه به این‌که سهم درآمد نیروی کار از کل درآمد عددی بین صفر و یک است مدل پروبیت تابلویی کسری بازه‌ی صفر و یک استفاده می‌شود که اجازه‌ی تخمین متوسط اثرات جزئی[1] (APE) را برای متغیرهای وابسته‌ی با داده‌های کسری بازه‌ی صفر و یک را می‌دهد. این برآوردگر مشکل راه‌حل معمولیِ اعمال لگاریتم‌گیری را رفع می‌نماید و امکان استفاده از واکنش‌هایی را فراهم می‌آورد که نقاط گوشه‌ای صفر و یک را می‌گیرند. مدلی که فرض می‌شود به صورت معادله‌ی (۶) است.

$$E(s_{it}|x_{it}, c_i) = \Phi(x_{it}\beta_i + \bar{X}_i\varepsilon + c_i) \quad (۶)$$

که s_{it} سهم درآمدی نیروی کار از درآمد کل و $0 \le s_{it} \le 1$؛ $t = 1, \dots, T$ و c_i به عنوان ناهمگنی خاص بنگاه[2] و Φ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد[3] (CDF) است. اثرات جزئی فقط به β های تخمین زده‌شده بستگی ندارد بلکه به تابع چگالی ϕ نیز مربوط است.

$$\frac{\partial E(s_{it}|x_{it}, c_i)}{\partial x_{it}} = \beta_j \phi\left(x_{it}\beta_i + \bar{X}_i\varepsilon + c_i\right) \quad (۷)$$

به دلیل رفتار غیر قابل مشاهده‌ی c_i محاسبه‌ی اثرات جزئی معادله ۴ امکان پذیر نیست. پیکه و ولدریج مشتق‌گیری از اثرات جزئی متوسط (APE) بر اساس متوسط معادله‌ی ۶ یعنی متوسط انتظاری سهم دستمزد را پیشنهاد می‌کنند:

$$E\left(\Phi\left(x_{it}\beta_i + \bar{X}_i\varepsilon + c_i\right)\right) = \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{N}\frac{\Phi\left(x_{it}\hat{\beta} + \bar{X}_i\hat{\varepsilon}\right)}{TN} \quad (۸)$$

APE با مشتق گیری از ۸ نسبت به X_i، حاصل می‌شود:

$$APE(X_i) = \hat{\beta}_i \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{N}\frac{\phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i\varepsilon\right)}{TN} \quad (۹)$$

1. Average Partial Effects
2. Firm Specific Heterogeneities
3. Standard Normal Cumulative Distribution Function

در این پژوهش، تمرکز بر محاسبه‌ی APE نیست بلکه تعیین کشش عوامل و تولید مورد بررسی خواهد بود. کشش متوسط از APE با استفاده از امید انتظاری از CDF در معادله‌ی (۹) استخراج می‌شود. در این مدل قابل اثبات است که ضرایب حاصل از سه روش داده‌های تلفیقی، اثرات ثابت و تصادفی یکسان است ($\widehat{\beta}_{POLS} = \widehat{\beta}_{RE} = \widehat{\beta}_{FE}$) و به آزمون‌های متعارف جهت انتخاب مدل نیازی نیست[۱]. بنابراین کشش متوسط از APE با استفاده از امید انتظاری از CDF در معادله‌ی (۹) استخراج می‌شود. با استفاده از APE کشش متوسط برای پارامترهای تخمین زده شده از Ly، Lw و Lr به صورت معادله‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) است:

$$\eta_{LW} = \frac{\hat{\beta}_{\ln w} \sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)}{\sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \Phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)} - 1 \qquad (۱۰)$$

$$\eta_{Lr} = \frac{\hat{\beta}_{\ln r} \sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)}{\sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \Phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)} \qquad (۱۱)$$

$$\eta_{LY} = \frac{\hat{\beta}_{\ln Y} \sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)}{\sum_{t=1}^{T} \sum_{i=1}^{N} \Phi\left(x_{it}\beta + \bar{X}_i \varepsilon\right)} + 1 \qquad (۱۲)$$

۳. یافته‌ها

نتایج حاصل از برازش مدل و کشش به دست آمده در جداول (۱) و (۲) ارائه گردیده است. پس از برآورد معادله (۴)، محاسبه‌ی تخمین اثرات جزئی متوسط (APE) انجام گرفته است. با استفاده از این برآورد، کشش‌های مربوط به دستمزد، قیمت سرمایه و تولید از طریق آن صورت گرفت. با بهره‌گیری از بوتستراپینگ[۲] با تکرار ۱۰۰۰ معناداری کشش‌ها بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل که در مرحله نخست صورت گرفته و عوامل مؤثر بر سهم درآمدی نیروی کار را نشان می‌دهد در جدول (۱) ارائه می‌شود.

۱. رجوع شود به وولدریج (۲۰۱۱) و علمی و روستایی (۱۳۹۲)

2. Bootstrapping

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد مدل برای کارگاه‌های صنعتی با ۱۰-۴۹ و با بیش از ۵۰ نفر کارکن

متغیر وابسته: نسبت سهم درآمد (ارزش) نیروی کار به تولید کل						
	بنگاه‌های کوچک با ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن			بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن		
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره z	P – value	ضریب	آماره z	P – value
لگاریتم ارزش نیروی کار (دستمزد) (Lw)	۰/۰۵۸	۲/۹۴	۰/۰۰۳	۰/۱۰۵	۳/۱۸	۰/۰۰۱
لگاریتم ارزش‌افزوده واقعی(Ly)	۰/۰۴	۲/۱۳	۰/۰۳۳	-۰/۰۷۶	-۲/۵۴	۰/۰۱۱
لگاریتم قیمت سرمایه(Lr)	۰/۰۱۲	۱/۳۷	۰/۱۶	-۰/۰۰۹	-۱/۳۸	۰/۱۶
لگاریتم مالیات غیر مستیم(lnit)	-۰/۰۳	-۴/۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۴	-۴/۲۲	۰/۰۰۰
لگاریتم ارزش مواد خام و اولیه(lnrm)	-۰/۰۳۹	-۳/۲۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۷۴	-۴/۱۲	۰/۰۰۰
لگاریتم حق بیمه پرداختی (lnper)	-۰/۰۴۶	-۱/۸۹	۰/۰۵	-۰/۰۳۲	-۲/۳۷	۰/۰۱۸
عرض از مبدأ	-۱/۵	-۷/۸۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۴	-۲/۶۸	۰/۰۰۰۷
Wald chi2	۹۴/۷۶			۱۴۲/۴۷		
χ^2 <Prob	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰		

منبع: برآورد الگوی تحقیق با استفاده از نرم افزار 14Stata

ضریب χ^2 به‌دست آمده برای هر دو گروه صنایع بیانگر معناداری کل رگرسیون است. ضرایب به دست آمده نشان می‌دهد اثر افزایش میزان دستمزد در هر دو گروه منجر به افزایش سهم درآمد نیروی کار می‌شود. در مطالعه‌ی کابالرو و هامور[1] و آسماگلو (۲۰۰۲) نشان داده شده است علیرغم کاهش تقاضای نیروی کار در اثر شوک افزایش دستمزد، سهم درآمدی نیروی کار کاهش نیافته است که علت را کشش متقاطع و قیمتی تقاضای نیروی کار عنوان می‌کنند. با توجه به مثبت بودن این ضریب انتظار می‌رود که مقدار مطلق کشش تقاضا با توجه به دستمزد کوچکتر از واحد باشد؛ زیرا در این صورت است که با افزایش دستمزد و کاهش تقاضای نیروی کار، سهم نیروی کار از درآمد بیشتر می‌شود. با افزایش ۱۰ درصدی دستمزد، سهم درآمدی نیروی کار در بنگاه‌های کوچک مقیاس ۰/۵۸ درصد بیشتر می‌شود. در بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن تغییر سهم درآمدی ناشی از افزایش ۱۰ درصدی دستمزد به میزان یک درصد خواهد بود. از آنجا

1. Caballero and Hammour, (1998).

که بین دستمزد و سهم درامدی نیروی کار رابطه‌ای مثبت دیده می‌شود انتظار بر آن است کشش دستمزدی تقاضای نیروی کار منفی و کوچکتر از واحد باشد. این کشش در مرحله دوم تحقیق بررسی می‌شود.

افزایش ارزش‌افزوده واقعی در کارگاه‌های صنعتی کوچک منجر به افزایش میزان سهم درآمدی نیروی کار می‌شود. از میزان سهم درآمدی نیروی کار در کارگاه‌های صنعتی با بیش از ۵۰ نفر کارکن، با افزایش این متغیر توضیحی کاسته می‌شود. ریشه‌ی این امر را در سرمایه‌بر با کاربر بودن تولیدات صورت گرفته در بنگاه‌ها می‌توان جست‌وجو کرد. با افزایش ارزش‌افزوده تولیدات و ستانده‌های صنعتی، اگر این تولیدات بیشتر از آن‌که کاربر باشند، سرمایه‌بر باشند با افزایش این تولیدات سهم نیروی کار با کاهش مواجه می‌شود و بالعکس. با توجه به آن‌که ایران دارای اقتصاد در حال گذار است و امکان بیشتری وجود دارد که به سمت سرمایه‌بر شدن گام بردارد، این مسئله را نمی‌توان دور از انتظار دانست. به‌عبارتی می‌توان این‌گونه بیان داشت که رشد اقتصادی در اقتصاد درحال‌توسعه‌ی ایران، در بنگاه‌های متوسط و بزرگ مقیاس اشتغال‌زایی چشمگیری ندارد و از سهم نیروی کار در مقایسه با سهم سرمایه می‌کاهد که منطبق با بررسی سهم نیروی کار از درآمد در مطالعه گوئریئرو (۲۰۱۲) است. این در حالی است که در بنگاه‌های کوچک با افزایش ارزش‌افزوده سهم نیروی کار افزایش می‌یابد و نشان‌دهنده‌ی آن است که این بنگاه‌ها کاربر بوده‌اند و با سرمایه‌گذاری مناسب، در اشتغال‌زایی نقش مهمی را می‌توانند ایفا کنند.

ضریب قیمت سرمایه در گروه کارگاه‌های صنعتی کوچک مثبت و در بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن منفی به‌دست آمد؛ اگرچه سطح معناداری این ضریب برای هر دو گروه ۸۵ درصد دیده می‌شود. مثبت بودن این ضریب گویای آن است که اگر میزان کارمزد پرداختی به بانک‌ها افزایش یابد، از سهم سرمایه کاسته می‌شود و سهم نیروی کار از درآمد با افزایش مواجه گردد. می‌توان انتظار داشت که کشش تقاضا با توجه به قیمت سرمایه در گروه بنگاه‌های کوچک جانشین و در گروه دیگر مکمل هم باشند.

بر طبق انتظار، در هر دو گروه مورد مطالعه، مالیات غیرمستقیم، حق بیمه پرداختی و ارزش مواد خام و اولیه با علامت منفی و معنادار دیده می‌شود. مالیات پرداخت شده توسط

کارفرما تأثیر منفی بر تقاضای نیروی کار دارد زیرا مالیات هزینه‌ای اضافی برای کارفرما است [1] و [2] با افزایش مالیات، سهم درآمدی نیروی کار کاهش می‌یابد.[3]

مطابق مدل‌های نظری استاندارد، اثر متغیرهایی مانند حق بیمه همانند اثرگذاری مالیات است[4]. با افزایش این متغیرها، از تقاضای نیروی کار توسط کارفرما کم و در پی آن، سهم نیروی کار با کاهش مواجه می‌شود. اثرگذاری منفی ارزش مواد خام بر میزان نیروی کار در مطالعه‌ی پنکاول و هولملند (۱۹۸۸) و لیندکوییست[5] دیده شده است. منفی بودن این رابطه دلالت بر آن دارد که با افزایش قیمت آن انتظار می‌رود سهم نیروی کار در بخش‌های صنعتی کاهش یابد. از این‌رو، افزایش ارزش مواد خام و اولیه‌ی صنعتی که با اعمال تحریم‌ها و بالا رفتن نرخ ارز در سال‌های اخیر بیشتر شده است، می‌تواند به کاهش سهم درآمد نیروی کار بخش صنعتی بیانجامد.

بعد از برآورد اولیه، در مرحله‌ی دوم، متوسط اثرات جزئی (APE) محاسبه می‌شود که به کمک آن کشش‌ها حاصل می‌شوند. معناداری کشش‌ها با بهره‌گیری از بوتستراپینگ با تکرار ۱۰۰۰ انجام شده است. بوتستراپینگ یک روش آماری برای دقت برآوردگر است که معمولاً برای تخمین خطای استاندارد به‌کار گرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج محاسبه‌ی کشش برای کارگاه‌های صنعتی

	بنگاه‌های ۱۰ تا ۴۹ نفر			بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر		
متغیر	ضریب	آماره z*	P – value	ضریب	آماره z	P – value
کشش دستمزد (η_{Lw})	-۰/۸۸	-۱۷/۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۷۸	-۱۲/۶۳	۰/۰۰۰
کشش تولید (η_{LY})	۱/۰۷	۳۰/۷۵	۰/۰۰۰	۰/۸۴	۲۱/۰۲	۰/۰۰۰
کشش سرمایه (η_{Lr})	۰/۰۲۴	۱/۶۶	۰/۰۹۶	-۰/۰۱۹	-۱/۳۲	۰/۱۸

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata۱۴

*این آماره با روش بوتستراپینگ با تکرار ۱۰۰۰ به دست آمده است.

1. Rutkowski, (2007).
2. Ayala, (2013).
3. Gruber and Krueger, (1991).
4. Helppie and Macis, (2009).
5. Lindquist, (1995).

با توجه به جدول (۲)، کشش دستمزدی به‌دست آمده برای هر دو گروه از کارگاه‌های صنعتی، در سطح معناداری ۹۹ درصد منفی به دست آمده است و از میزان نیروی کار به ترتیب ۰٫۸۸ درصد و ۰٫۷۸ درصد کاسته می‌شود. کشش تولید در هر دو گروه در سطح ۹۹ درصد، معنادار بوده است. یعنی با افزایش ارزش‌افزوده صنعتی، میزان تقاضای نیروی کار در بنگاه‌های مورد بررسی با افزایش مواجه می‌شود. در بنگاه‌های کوچک میزان کشش به‌دست آمده بزرگ‌تر از یک به‌دست آمده که نشان‌دهنده‌ی ظرفیت بالای این بخش در زمینه‌ی اشتغال‌زایی است. به عبارتی با افزایش یک درصدی میزان ستانده‌های صنعتی، بیشتر از یک درصد نیروی کار در بنگاه‌های کوچک مقیاس افزایش خواهد یافت. میزان تغییر نیروی کار در بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن حدود ۰۸۵ درصد است.

کشش تقاضای نیروی کار با توجه به قیمت سرمایه مثبت و معنادار است. مثبت بودن این رابطه گویای رابطه‌ی جانشینی بین نیروی کار و قیمت سرمایه است و با افزایش یک درصد در قیمت سرمایه، ۰٫۰۲۴ درصد تقاضای نیروی کار افزایش می‌یابد. معناداری این کشش در بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن دیده نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

صنعت هر اقتصادی نقش مهمی در پویایی بهره‌وری، جذب نیروی کار و تحرک سایر بخش‌ها دارد. بخش‌های بزرگ صنعت، تمایل به داشتن پیشرفت‌های تکنولوژیکی بالا دارند. همگرایی بهره‌وری بخش صنعت در حالت کلی، بدون لحاظ دوره، بخش و منطقه‌ی خاص، قابل مشاهده است. از گذشته، بخش صنعت به بخشی مبدل گشته که قابلیت جذب تعداد زیاد نیروی کار غیرماهر را داشته و قادر است نیروی کار مازاد سایر بخش‌ها را جذب کند.[1] بررسی ظرفیت‌های ایجاد اشتغال این بخش، می‌تواند راهنمای مطلوبی جهت افزایش موقعیت‌ها و فرصت اشتغال‌زایی اقتصاد جامعه باشد که می‌تواند زمینه‌ساز کشور برای نیل به توسعه اقتصادی گردد. با توجه به این پتانسیل بخش صنعت در ایجاد فرصت‌های شغلی و اشتغال، این مقاله درصدد برآورد برخی عوامل مهم اثرگذار بر کشش تقاضای نیروی کار صنایع ایران برای دو گروه، ۱۰تا ۴۹ نفر کارکن و بیشتر از ۵۰ نفر کارکن، طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ بوده است.

1. Worrall, (2015).

محاسبه‌ی کشش‌های تقاضای نیروی کار در دو مرحله صورت گرفته است. در گام اول، متغیرهای تأثیرگذار بر سهم درآمدی نیروی کار تخمین زده شد که به‌طور ضمنی بیانگر عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار است. با توجه به اینکه متغیر وابسته محدود به بازه‌ی صفر و یک بوده است در برآورد، الگوی پروبیت تابلویی پروبیت کسری بازه‌ی صفر و یک استفاده شد. روش برآوردی به‌کار رفته یکی از مهم‌ترین تفاوت مطالعه‌ی حاضر با سایر پژوهش‌های انجام شده در داخل است. در گام بعدی، با استفاده از تخمین صورت گرفته، کشش‌های قیمتی و متقاطع تقاضای نیروی کار محاسبه شد. از دیگر ویژگی‌های متمایز این تحقیق، شیوه‌ی محاسبه‌ی کشش‌ها است.

یافته‌های حاصل از بخش اول نشان می‌دهد که با افزایش دستمزد، سهم درآمدی نیروی کار در هر دو گروه افزایش می‌یابد. با توجه به منفی و کوچک‌تر از واحد بودن کشش دستمزدی محاسبه شده، با افزایش دستمزد و کاهش تقاضای نیروی کار، سهم نیروی کار از درآمد بیشتر می‌شود. اثرگذاری قیمت سرمایه بر سهم درآمدی نیروی کار بنگاه‌های کوچک مقیاس و بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن به ترتیب مثبت و منفی حاصل شد. در گروه بنگاه‌های کوچک با افزایش ارزش‌افزوده صنعتی سهم درآمدی نیروی کار بیشتر می‌شود و در گروه بنگاه‌های متوسط و بزرگ مقیاس خلاف آن نتیجه شده است. کاهش سهم درآمدی نیروی کار با افزایش ارزش‌افزوده تولیدات صنعتی می‌تواند دلالت بر آن داشته باشد که این افزایش بیش از آنکه کاربر باشد، سرمایه‌بر بوده و از سهم نیروی کار کاسته است. به عبارتی در بنگاه‌های کوچک تولیدات کاربر صورت می‌گیرد و در بنگاه‌های دیگر سرمایه‌بر بودن تولیدات غالب است. با افزایش مالیات، قابل انتظار است که از تقاضای نیروی کار توسط کارفرما در هر دو گروه کم شود که در پی آن، سهم درآمد نیروی کار با کاهش مواجه می‌گردد. اثرگذاری منفی ارزش مواد خام و حق بیمه پرداختی بر متغیر وابسته در هر دو گروه دیده می‌شود.

نهایتاً در بخش دوم، برای هر دو گروه رابطه‌ی کشش نیروی کار با دستمزد منفی به دست آمد که با افزایش نرخ دستمزد میزان تقاضای نیروی کار با کاهش مواجه می‌شود.

افزایش تولید به افزایش تقاضای نیروی کار صنایع منجر می‌شود. کشش تولیدی اشتغال برای بنگاه‌های با ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن و بیش از ۵۰ نفر کارکن به ترتیب ۱/۰۷ و ۰/۸۴ به

دست آمد. مقدار قابل توجه این کشش‌ها، به ویژه برای بنگاه‌های کوچک که بزرگ‌تر از واحد به دست آمده، نشان‌دهنده‌ی قابلیت مناسب کارآفرینی و اشتغال‌زایی این بنگاه‌ها است.

کشش جانشینی بین نیروی کار و قیمت سرمایه برای بنگاه‌های صنعتی ۱۰ تا ۴۹ نفر کارکن مثبت و معنادار حاصل شد و برای بنگاه‌های با بیش از ۵۰ نفر کارکن این کشش معنادار نبود. مثبت بودن کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه نشان‌دهنده‌ی آن است که با افزایش قیمت سرمایه انتظار می‌رود حرکت به سمت تکنیک‌های کاربر رخ دهد و تقاضای نیروی کار را افزایش دهد.

با توجه به نتایج این مطالعه، جهت افزایش تقاضای نیروی کار راهکارهایی پیشنهاد می‌شود. از نتایج تحقیق قابل استنباط است که با افزایش دستمزد اگرچه سهم درآمدی نیروی کار افزایش می‌یابد، اما از میزان تقاضا برای نیروی کار کاسته می‌شود. ازاین‌رو، به هنگام اعمال سیاست‌هایی که دستمزد را تغییر می‌دهد، سیاست‌گذار اقتصادی باید توجه داشته باشد که هدف از این سیاست، حمایت از قشر کارگر به منظور تغییر سهم درآمدی کارگران است یا تغییر اشتغال.

کشش مثبت تقاضای کار و تولید دلالت بر آن دارد که با افزایش میزان تولیدِ بخش صنعت می‌توان تقاضای نیروی کار را افزایش داد. به این منظور تلاش جهت رفع موانع تولیدی و فراهم کردن زمینه‌ی مناسب برای استفاده‌ی بیشتر از ظرفیت‌های تولید بخش صنعت، تسهیل اعطای اعتبار و تأمین مالی جهت سرمایه‌گذاری بیشتر بنگاه‌های صنعتی می‌تواند شرایط مناسبی برای افزایش تولید و به دنبال آن ایجاد اشتغال باشد.

بزرگ‌تر از واحد بودن کشش تولیدی در بنگاه‌های کوچک گویای پتانسیل بالای این بنگاه‌ها در اشتغال‌زایی است و با توجه به نیروی کار مازاد در بازار کار ایران، حمایت و سرمایه‌گذاری مناسب در این بنگاه‌ها، می‌تواند گامی مهم در جذب نیروی کار باشد.

سیاست‌گذار اقتصادی با استفاده از سیاست‌های مناسب مانند کاهش یا معافیت‌های مالیاتی، پرداخت بخشی از بیمه‌ی سهم کارفرما و تسهیل تأمین مواد خام و منابع اولیه ارزان می‌تواند مشوقی برای کارفرمایان واحدهای صنعتی کاربر به‌منظور افزایش تقاضای نیروی کار باشد.

منابع

امینی، علیرضا؛ فلیحی، نعمت (۱۳۷۷)، بررسی تقاضای نیروی کار در بخش صنعت و معدن. مجله‌ی برنامه‌وبودجه، شماره ۲۸ و ۲۹- ۱۰۴-۸۳.

شهیکی تاش، محمدنبی؛ کریمی، محمدشریف؛ رضایی الهام و کرانی، عبدالرضا (۱۳۹۶)، بررسی سهم درآمدی نیروی کار، مارک آپ قیمت و کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار (مظالعه صنایع کارخانه‌ای)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۷(۳). ۲۴-۱.

کازرونی، علیرضا؛ محمدزاده اکبری، لیلا (۱۳۸۱)، بررسی کشش تقاضای نهاده کار در بخش صنعت ایران، پژوهش‌های اقتصادی، ۱(۵ و ۶). ۵۹-۴۱.

علمی، زهرا(میلا)؛ روستایی شلمانی، خیزران (۱۳۹۳). اثر توسعه بر مشارکت اقتصادی زنان کشورهای منا با استفاده از روش پانل پروبیت کسری. فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، ۴ (۱۴)، ۲۸-۱۱.

نیکلسون، والتر، (۱۳۸۹). نظریه اقتصاد خرد (اصول اساسی و مباحث تکمیلی)، (مترجم محمدمهدی عسکری، چاپ اول). تهران: دانشگاه امام صادق (ع).

مولایی، محمد؛ آشتیانی مدیحه (۱۳۹۱). تخمین تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۸. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی-ایرانی)، ۱۲(۴۵)، ۲۴۲-۲۲۷.

Acemoglu, D. (2002). «Technical Change, Inequality, and the Labor Market». Journal of Economic Literature, 40(1), 7-72.

Adam, A., & Moutos, T. (2014). "Industry-Level Labour Demand Elasticities Across the Eurozone: Will There Be Any Gain After the Pain of Internal Devaluation?". Bank of Greece, Economic Analysis and Research Department, working paper No 185.

Aguilar, G. and S. Rendon (2008). Matching bias in labor demand estimation. Economics Letters, 100 (2), 297-299.

Allen, C. and G. Urga (1999). "Interrelated Factor Demands from Dynamic Cost Functions: An Application to the Non-energy Business Sector of the UK Economy". Economica, 66 (263), 403-413.

Arellano, M. and S. Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. The Review of Economic Studies, 58 (2), 227-297.

Atkinson, S. E. and R. Halvorsen (1984). Parametric Effciency Tests, Economies of Scale, Input Demand in U.S. Electric Power Generation. International Economic Review, 25 (3), 647-662.

Ayala, S. (2012). Payroll Taxes and Labour Demand: Evidence from Colombian Manufacturing Industry. Departament d Economia Aplicada. Universitat Autònoma de Barcelona. Spain, Discussion Paper.

Baicker, K., & Chandra, A. (2006). The labor market effects of rising health insurance premiums. Journal of Labor Economics, 24(3), 609-634.

Beaudry, P., Green, D. A., & Sand, B. M. (2014). In search of labor demand (No. w20568). National Bureau of Economic Research.

Berisha, G., &Shiroka Pula, J. (2015). “Defining Small and Medium Enterprises: a critical review”. Academic Journal of Business, Administration, Law and Social Sciences, 1(1).

Berndt, E. R., & Khaled, M. S. (1979). “Parametric productivity measurement and choice among flexible functional forms”. Journal of Political Economy, 87(6), 1220-1245.

Braconier, H. and K. Ekholm (2000). Swedish Multinationals and Competition form High- and Low-Wage Locations. Review of International Economics 8 (3), 448-461.

Boug, P. (1999). The demand for labour and the Lucas critique: Evidence from norwegian manufacturing. Statistisk Sentralbyrå.

Caballero, R. J., & Hammour, M. L. (1998, June). “Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution, and Unemployment”. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 48, 51-94.

Chirinko, R. S., & Mallick, D. (2017). The substitution elasticity, factor shares, and the low-frequency panel model. American Economic Journal: Macroeconomics, 9(4), 225-53.

Conway, P., Meehan, L., & Parham, D. (2015). “Who Benefits from Productivity Growth? The Labour Income Share in New Zealand”. In New Zealand Productivity Commission Working Paper, 2015/1 February.

Döpke, J. 2001.The ‘employment intensity’ of growth in Europe, Kiel Institute of World Economics Kiel Working Paper No. 1021.

Draper, N. and T. Manders (1997). Structural Change in the Demand for Labor. De Economist, 145, 521-546.

Falk, M., & Koebel, B. (2001). A dynamic heterogeneous labour demand model for German manufacturing. Applied Economics, 33(3), 339-348.

Falk, M. and B. Koebel (2004). The impact of office machinery, and computer capital on the demand for heterogeneous labour. Labour Economics, 11 (1), 99-117.

Freier, R., Steiner, V., 2010. “Marginal employment” and the demand for heterogeneous labour: elasticity estimates from a multi-factor labour demand model for Germany. Applied Economics Letters, 17 (12), 1177–1182.

Goldar, B., Pradhan, B. k., & Sharma, A. K. (2014). “Elasticity between Capital and Labor in Major Sectors of the Indian Economy”, Institute of Economic Growth. working paper, No 335.

Gorg, H. and A. Hanley (2005). Labour demand effects of international outsourcing: Evidence from plant-level data. International Review of Economics and Finance. 14 (3), 365-376.

Griffin, P. (1992). “The Impact of Affirmative Action on Labor Demand: A Test of Some Implications of the Le Chatelier Principle”.The Review of Economics and Statistics, 74 (2), 251-260.

Gruber, J., & Krueger, A. B. (1991). The incidence of mandated employer-provided insurance: Lessons from workers' compensation insurance. Tax Policy and the Economy, 5, 111-143.

Hamermesh, D. S. (1996). "Labor Demand". Princeton University Press.

Haouas, I. and M. Yagoubi(2007)."Trade Liberalization and Labor-Demand Elasticities: Empirical Evidence from Tunisia". Applied Economics Letters, 15 (4).

Hasan, R., D. Mitra, and K. V. Ramaswamy (2007). "Trade Reforms, Labor Regulations, And Labor-Demand Elasticities: Empirical Evidence From India". The Review of Economics and Statistics, 89 (3), 466-481.

Helppie, B., & Macis, M. (2009). The Impact of Non-Wage Benefits on Job Quality and Labor Market Outcomes in the Developing World: What Do We Know?. World Bank. Employment Policy Primer. No, 13.

Lindquist, K.-G. (1995). "The Existence of Factor Substitution in the Primary Aluminum Industry: A Multivariate Error-Correction Approach Using Norwegian Panel Data". Empirical Economics, 20 (3), 361-383.

Mitra, Devashish, and Jeongeun Shin. 2012. "Import Protection, Exports and Labor-Demand Elasticities: Evidence from Korea." International Review of Economics and Finance 23: 91–109.

Nam, S. (2012). Multiple fractional response variables with continuous endogenous explanatory variables. MPRA Paper, (42696).

Nissim, J. (1984). The Price Responsiveness of Demand for Labour by Skill: Britsh Mechanical Engineering: 1963-1978. The Economic Journal ,94 (376), 812-825.

Kessler, Lawrence M., and Murat K. Munkin. 2015. Bayesian Estimation of Panel Data Fractional Response Models with Endogeneity: An Application to Standardized Test Rates. Empirical Economics. 49(1): 81–114.

Kölling, A. (2012). Firm size and employment dynamics: Estimations of labor demand elasticities using a fractional panel probit model. Labour, 26(2), 174-207.

Onaran, O. (2008). Jobless Growth in the Central and East European Countries. Eastern European Economics 46 (4), 90-115.

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. Journal of Econometrics, 145(1), 121-133.

Pencavel, J. and B. Holmlund (1988). The Determination of Wages, Employment, and Work Hours in an Economy with Centralised Wage-Setting: Sweden, 1950-1983. The Economic Journal, 98 (393), 1105-1126.

Peichl, A. and S. Siegloch (2012). Accounting for Labor demand effects in structural labor supply models. Labour Economics, 19 (1), 129-138.

Rutkowski, J., & Walewski, M. (2007). Taxation of labor. Fiscal Policy and Economic Growth, Lessons for Eastern Europe and Central Asia. World Bank.

Schneider, D. (2011). “The labor share: A review of theory and evidence”, (No. 2011-069). SFB 649 discussion paper.

Saens, R., Lobos, G., & Rivera, E. (2008). “Agricultural Labor Demand in Chile: a Cointegration Approach”. Chilean Journal of Agricultural Research, 68(4), 391-400.

Shiferaw, A., & Hailu, D. (2016). Job creation and trade in manufactures: industry-level analysis across countries. IZA Journal of Labor & Development, 5(1), 3

Symmons, J. and R. Layard (1984). Neoclassical Demand for Labour Functions for Six Major Economies. The Economic Journal, 94 (376), 788-799.

Young, A. T. (2013). US elasticities of substitution and factor augmentation at the industry level. Macroeconomic Dynamics, 17(4), 861-897.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی