نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۲
سال سی‌ام، تابستان ۱۴۰۱، صفحه ۱۱۳ - ۷۹

ارزیابی تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران

احمد لطفی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Lotfiahmad@pnu.ac.ir
فرهاد خداداد کاشی
گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
khodadad@pnu.ac.ir
سیاوش جانی
گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
s.jani@pnu.ac.ir

هدف از این مقاله شناخت تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. برای این منظور، ضمن استفاده از داده‌های کدهای چهاررقمی طرح جامع آمارگیری از کارگاه‌های بالاتر از ده نفر کارکن مرکز آمار، بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ارزیابی می‌شود. در اندازه‌گیری بهره‌وری، به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تابع تولید، از رویکرد لوینسون و پترین استفاده می‌شود. با توجه به نتایج آزمون مربوط به نوع داده‌ها، مشخص گردیدکه داده‌ها از نوع پنل می‌باشند. نتایج تحقیق دلالت بر این داردکه اولاً: برآورد بهره‌وری به روش لوینسون و پترین از اعتبار برخوردار است. ثانیا: اگر چه افزایش برابری جنسیتی در بین کارکنان اداری-مالی بهره‌وری را افزایش می‌دهد، اما رابطه بهره‌وری و سهم اشتغال کارکنان زن ماهر و غیر ماهر در سطوح پایین توزیع اشتغال منفی و در سطوح بالای این توزیع مثبت می‌باشد. ثالثا: افزایش مشارکت زنان در صنایع سبک بهره‌وری را بهبود می‌بخشد. علاوه بر این، در شرکت‌های کوچک، برابری جنسیتی در بین کارکنان ماهر و در شرکت‌های بزرگ، برابری جنسیتی در بین کارگران غیرماهر موجب افزایش بهره‌وری می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: L11, D24, J16
واژگان کلیدی: بهره‌وری، روش لوینسون و پترین، ترکیب جنسیتی، اندازه و نوع صنایع

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ / ۱ / ۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱ / ۵ / ۱۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

۱. مقدمه

نقش زنان در بهره‌وری موضوع مطالعات متعددی بوده است. ارتباط ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری، موضوعی است که می‌تواند برای محقق مهم باشد. یکی از مهمترین معیارها جهت سنجش درجه توسعه یافتگی یک کشور، میزان اهمیت و اعتبار زنان در آن کشور است. امروزه، زنان بیش از هر زمان دیگری تحصیلکرده و در بازار کار مشارکت دارند و آگاهی بیشتری در مورد اهمیت برابری جنسیتی و استفاده از توانایی‌های بالقوه زنان جهت ارتقای بهره‌وری ورشد اقتصادی وجود دارد. اصلاح نابرابری‌های جنسیتی دارای مزایای اقتصادی قابل توجهی است و ابزاری حیاتی برای دستیابی به رشد اقتصادی گسترده و عدالت اجتماعی است. موسسه اروپایی برابری جنسیتی[1] (۲۰۲۰) برآورد کرده است که گسترش برابری جنسیتی در اتحادیه اروپا تا سال ۲۰۵۰، حدود ۱۰/۵ میلیون شغل اضافی ایجاد می‌کند و منجر به افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی به میزان ۹/۶ -۶/۱ درصد می‌شود که در مجموع ۳/۱۵ -۱/۹۵ تریلیون یورو به اقتصاد اتحادیه اروپا اضافه می‌کند. این موسسه پیش بینی می‌کند که حدود ۷۰ درصد از این مشاغل را زنان به خود اختصاص خواهند داد و این امر به ویژه برای کاهش فقر، که در میان زنان به دلیل نرخ پایین اشتغال و چشم‌انداز کمتر حقوق و دستمزد، شیوع بیشتری دارد، اهمیت دارد.

بیشتر پیشرفت‌های حاصل شده طی چند دهه گذشته در کشورهای پیشرفته را می‌توان به این واقعیت نسبت داد که زنان و مردان در این کشورها از موفقیت‌های تحصیلی نسبتاً برابر برخوردارند و لذا تصور می‌شود که دارای بهره‌وری نزدیک به هم می‌باشند (سازمان جهانی کار[2]، ۲۰۱۸). علی‌رغم پیشرفت انجام شده در خصوص برابری جنسیتی در اشتغال، هنوز نرخ مشارکت زنان با مردان فاصله دارد و در اکثر کشورها مردان بیشتر از زنان در بازار کار مشارکت دارند. بر اساس آمار اعلام شده توسط سازمان جهانی کار، میانگین نرخ مشارکت جهانی زنان و مردان در سال

1. EIGE
2. ILO

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

۲۰۲۰ به ترتیب معادل ۴۷ و ۷۴ درصد بوده است. این در حالی است که نرخ مشارکت اقتصادی زنان و مردان در کشور ایران، تفاوت چشمگیری دارد. بررسی نرخ مشارکت اقتصادی جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر در کشور نشان می‌دهد که نرخ مشارکت اقتصادی زنان با رقم ۱۳/۳ درصد در سال ۱۳۹۹حدود ۵۵ درصد از نرخ مشارکت ۶۸/۵ درصدی مردان در این سال کمتر است (سالنامه آماری کشور، سال‌های مختلف). در کشورهایی از جمله ایران که شرایط نسبتاً برابرتحصیلی و کسب مهارت برای زنان و مردان وجود دارد، در صورتی که فرصت‌های برابر برای اشتغال آنان به‌وجود آید بخشی از زنان با استعداد در کسب و کارها مشغول خواهند شد و بخشی از مردان با استعداد پایین فرصت خود را برای کار از دست خواهند داد و این اتفاق موجب افزایش تعداد نیروی‌کار مستعد در مشاغل خواهد گردید که می‌تواند بهره‌وری را افزایش دهد.

در مورد تأثیر ترکیب جنسیتی بر بهره‌وری نظرات مختلفی وجود دارد و عده‌ای بر اهمیت نقش زنان بر بهره‌وری تأکید دارند. اما اثبات یا رد این موضوع به آزمون تجربی نیاز دارد. از طرفی، علیرغم اینکه نصف جمعیت نیروی‌کارکشور را زنان تشکیل می‌دهند و از نظر تحصیلات نیز در سطح بالایی قرار دارند، سهم اشتغال زنان خصوصا در صنایع کارخانه‌ای بسیار پایین می‌باشد. آمار منتشر شده توسط مرکز آمار ایران حکایت از این دارد که میانگین سهم اشتغال زنان در صنایع کارخانه‌ای کشور از سال ۱۳۸۵ تاکنون، همواره کمتر از رقم ۱۳ درصد بوده است. لذا رفع ابهام میزان بهره‌وری زنان در مقایسه با مردان، ضرورتی است که می‌تواند به اشتغال بیشترزنان کمک نماید.

هدف از این مقاله ارزیابی تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. برای این منظور از داده‌های سالانه کدهای چهار رقمی طرح جامع آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی بالاتر از ۱۰نفر کارکن مرکز آمار ایران، طی دوره زمانی[1] ۹۶-۱۳۸۵ استفاده شده است. برخلاف بسیاری از مطالعات گذشته که بدون توجه به مشکلات

۱. دوره زمانی تحقیق بر اساس میزان دسترسی به داده‌های آماری متغیرهای تحقیق و با توجه به وجود تاخیر زمانی در انتشار نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

درون‌زایی و همزمانی، تابع تولید را به روش حداقل مربعات معمولی برآورد کرده‌اند، در این مطالعه از روش لوینسون و پترین برای برآورد تابع تولید و اندازه‌گیری بهره‌وری استفاده شده‌است. این امر ما را قادر می‌سازد تا شوک‌های بهره‌وری مشاهده نشده را کنترل کنیم. در این تحقیق، شاخص سهم اشتغال زنان معیار ترکیب جنسیتی نیروی‌کار در صنایع می‌باشد. کارکنان زن به سه دسته کارگران غیرماهر و کارکنان ماهر (مجموع کارگران ماهر، تکنسین و مهندس) و کارکنان اداری تقسیم‌بندی شده و تأثیر آنها بر بهره‌وری ارزیابی می‌شود. این امر ما را قادر می‌سازد تا بفهمیم که آیا کارکنان زن به طور کلی و به تفکیک سطح مهارت و شغل، بر بهره‌وری تأثیرگذار می‌باشند یا خیر و نحوه تأثیرگذاری به چه صورت است. در یک نوآوری، این مطالعه تأثیرمتغیرهای اندازه و نوع صنایع را نیز بر بهره‌وری مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد. با عنایت به مراتب فوق، در این مقاله به‌دنبال پاسخ به سؤالات ذیل می‌باشیم:

آیا افزایش سهم اشتغال زنان (برابری جنسیتی) تأثیر معناداری بر بهره‌وری صنایع ایران دارد؟ تأثیر افزایش اشتغال زنان در سطوح مختلف مهارتی، بر بهره‌وری صنایع چگونه است؟ آیا رابطه سهم اشتغال زنان و بهره‌وری متأثر از اندازه و نوع صنایع می‌باشد؟ در ادامه و در بخش بعدی این مقاله، به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق اشاره می‌شود. بخش سوم، به معرفی الگوی تحقیق اختصاص دارد. در این بخش ابتدا روش لوینسون و پترین به عنوان یکی از معتبرترین روش‌های اندازه‌گیری بهره‌وری معرفی می‌گردد. سپس مدل‌های تأثیر افزایش سهم اشتغال زنان بر بهره‌وری مورد بحث قرار می‌گیرد. در بخش چهارم ضمن معرفی داده‌ها، ابتدا نتایج حاصل از برآورد مدل تابع تولید و روش لوینسون و پترین ارائه می‌شود و سپس نتایج حاصل از تخمین مدل‌های اقتصاد سنجی رابطه سهم اشتغال زنان و بهره‌وری صنایع، مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، در بخش پنجم تفسیر نتایج ارائه می‌شود.

۲. ادبیات و پیشینه تحقیق

بهره‌وری به عنوان نسبت تولید به نهاده (ها) تعریف می‌شود. بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) به عنوان نسبت تولید به مجموع وزنی نهاده‌های مورد استفاده در فرآیند تولید تعریف می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

رویکردهای مرزی و غیر مرزی، دو رویکرد اصلی برای اندازه‌گیری بهره‌وری هستند. یک ویژگی مشترک دو رویکرد مرزی و غیر مرزی این است که هر دو را می‌توان با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک تخمین زد.

روش‌های تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، حسابداری رشد و اعداد شاخص، مهمترین رویکردهای غیرپارامتریک اندازه‌گیری بهره‌وری می‌باشند.

بر خلاف رویکرد ناپارامتریک، اندازه‌گیری بهره‌وری به صورت پارامتریک و به‌ویژه براساس تابع تولید نیاز به تخمین اقتصاد سنجی دارد. مزیت روش‌های مبتنی بر اقتصادسنجی، آزمون پذیربودن و در نظر گرفتن جزء خطا (تصادفی بودن) است. تخمین اقتصاد سنجی تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، مبتنی بر فروضی از جمله استقلال متغیرهای توضیحی و جزء اخلال می‌باشد. درحالی‌که عملاً ممکن است این طور نباشد و با ایجاد مسأله تورش همزمانی، تخمین دچار مشکل شود. در ادامه بحث، روش‌های مختلف برآورد تابع تولید و اندازه‌گیری بهره‌وری را در خصوص مشکل همزمانی بررسی می‌کنیم:

مرز تصادفی (SFA) روشی است که مبتنی بر رویکرد مرزی است و جهت برآورد تابع مرزی تولید از مفروضاتی در مورد توزیع جزء بهره‌وری مشاهده نشده استفاده می‌کند تا بهره‌وری را از جزء خطای تصادفی جدا کند. بیسبروک[1] (۲۰۰۷) روش مزبور را در شرایطی که تفاوت‌های بهره‌وری بین شرکت‌ها در طول زمان ثابت بوده و شوک‌های بهره‌وری گذرا باشند، جهت برآورد تابع تولید مناسب می‌داند. روش تخمین GMM بر انتخاب متغیرهای ابزاری متکی است. بیسبروک اظهار داشت که در صورت ضعیف بودن ابزارها، این روش، مشابه روش اثرات ثابت با مشکل تورش به سمت پایین کشش‌های نهاده روبرو می‌باشد. همچنین لوینسون و پترین اظهار می‌دارند که مقادیر تاخیری نهاده‌ها که در روش GMM به عنوان ابزار مورد استفاده قرار می‌گیرند، عموماً معتبر نیستند، زیرا سطوح نهاده انتخابی ممکن است با مقادیر گذشته شوک همبستگی داشته باشد.

1. Biesebroeck

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

اولی و پکز[1] (۱۹۹۶) یک روش نیمه‌پارامتریک است که با جای‌گزینی متغیر سرمایه‌گذاری به جای بهره‌وری مشاهده نشده شرکت، قسمتی از خطا را که با نهاده‌ها مرتبط است کنترل کرده و مشکل همزمانی در تابع تولید را رفع می‌نماید. به دلایلی که در بخش الگوی تحقیق ذکر می‌گردد، انتخاب متغیر جایگزین سرمایه‌گذاری، توسط لوینسون و پترین مورد انتقاد قرارگرفت. لوینسون و پترین[2] (۲۰۰۳) روش نیمه‌پارامتریک دیگری است که با معرفی متغیر نهاده واسطه به عنوان جایگزین بهره‌وری مشاهده نشده، سعی می‌کند مشکل همزمانی در تابع تولید را رفع نماید. روش آنها شباهت زیادی به روش اولی و پکز دارد. بحث بیشتر در خصوص مدل LP را به بخش معرفی الگوی تخمین موکول می‌کنیم و در ادامه این بخش ادبیات مربوط به اشتغال زنان بررسی می‌شود.

در یک تقسیم‌بندی کلی، نظریات اقتصادی مربوط به اشتغال زنان و عملکرد آنان در بازار کار را می‌توان در دو گروه «مدل نئوکلاسیکی سرمایه انسانی» و «مدل‌های تبعیض جنسیتی بازار کار» طبقه بندی کرد.

مدل سرمایه انسانی توسط اقتصاددانانی از جمله بکر[3] (۱۹۶۴)، مینسر[4] (۱۹۶۶) و پولاچک[5] (۱۹۸۱) معرفی شد. این مدل به سرمایه‌گذاری توسط افراد در مهارت‌های مرتبط با تولید اشاره دارد. سرمایه انسانی را می‌توان به عنوان توانایی‌ها و مهارت‌هایی که افراد از طریق آموزش، پژوهش و تجربه کسب می‌کنند، تعریف کرد. این مدل، با ارائه تفاوت شایستگی زنان و مردان، شکاف جنسیتی دستمزد و فرصت‌های شغلی کمتر برای زنان را ناشی از تصمیمات اتخاذ شده توسط آنان می‌داند. با توسعه اقتصادی و فرهنگی جوامع، نظریه سرمایه انسانی مورد انتقاد قرار گرفت.

بخش دیگری از ادبیات مربوط به اشتغال زنان، نظریاتی است که شکاف دستمزد، تفاوت ارتقای شغلی و فرصت‌های شغلی متفاوت برای زنان و مردان را به تبعیض جنسیتی در بازار کار ارتباط می‌دهند. در همه مدل‌ها دلایل تفاوت جنسیتی در بازارکار توضیح داده می‌شود. بر خلاف

1. Olley Pakes (OP)
2. Levinson Petrin (LP)
3. Becker
4. Mincer
5. Polacheck

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

اکثر مدل‌هایی که وجود تبعیض جنسیتی را مورد تأیید قرار می‌دهند، در بعضی از موارد شکاف دستمزد زنان و مردان امری طبیعی قلمداد شده و نابرابری جنسیتی نقض شده است. نظریه بازارکار دوگانه مشاغل بخش اولیه و ثانویه را از نظر حقوق، امنیت شغلی، ارتقای شغلی و شرایط کاری جدا می‌کند. بکر (۱۹۷۱) اظهار می‌دارد که کارفرمایان و کارکنان ذائقه تبعیض علیه زنان را دارند. نظریه دیگر مدل تبعیض آماری[1] است و بر این فرض استوار است که به طور متوسط، بین گروه‌های مختلف کارگری از جمله زنان و مردان، تفاوت‌هایی از نظر مهارت، تحصیلات، تجربه و غیره وجود دارد و جستجوی اطلاعات در مورد استخدام و ارتقاء کارکنان، هزینه بالایی دارد. در این شرایط ممکن است تبعیض آماری علیه تک‌تک زنان صورت گیرد. برگمان[2] (۱۹۷۴) در مدل ازدحام[3] بیان داشت، از آنجایی که زنان از دسترسی به بسیاری از مشاغل محروم هستند، در تعداد محدودی از مشاغل باقیمانده تجمع می‌کنند. برن و گارسیا[4] (۲۰۰۲) وجود تبعیض جنسیتی در مشاغل را نقض کردند. همچنین، فارل[5] (۲۰۰۴) اعمال تبعیض در محیط کار بر علیه زنان را رد کرده و اظهار داشت که جستجوی مشاغل انعطاف‌پذیر و رضایت بخش، برای زنان هزینه اقتصادی در بر دارد.

در خصوص تأثیر ترکیب جنسیتی بر بهره‌وری با رویکرد خردسنجی در داخل کشور مطالعه‌ای انجام نشده است. مطالعات انگشت شماری وجود دارد که تفاوت‌های جنسیتی در ساختار شغلی و تأثیر حضور زنان در هیئت مدیره بر عملکرد شرکت را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بخش دیگری از مطالعات در سال‌های اخیر به بررسی تبعیض جنسیتی دستمزد در مشاغل کشور اختصاص داشته است. در ادامه مهمترین مطالعات صورت گرفته در داخل کشور ارائه می‌گردد.

نوروزی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای با عنوان تفاوت‌های جنسیتی در ساختار شغلی، ابعاد جنسیتی ساختار شغلی از نظر تنوع شغلی، ارتقای شغلی و درآمد حاصل از کار در ایران را مورد بحث و

1. Model of statistical discrimination
2. Bergmann
3. The crowding model
4. Brenand Garsia
5. Farrell

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان دهنده محدودیت تنوع شغلی و فرصت‌های ارتقای شغلی برای زنان ایران است. علاوه بر این درآمد حاصل از کار زنان، حتی در سطوح تحصیلی برابر با مردان، به مراتب کمتر است.

بیابانی و گرکز (۱۳۹۳) در مطالعه خود رابطه بین حضور مدیران زن در هیئت مدیره با عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها بیانگر این است که حضور مدیران زن در هیئت مدیره با بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معناداری دارد.

سپاسی و عبدلی (۱۳۹۴) نیز نشان دادند که حضور زنان در هیئت مدیره به طور مثبت بر عملکرد مالی (که به وسیلهٔ بازده دارایی‌ها و فروش اندازه‌گیری شده) شرکت تأثیر مثبت می‌گذارد.

بیداربخت نیا و جرجرزاده (۱۳۹۸) در بررسی عوامل مؤثر بر شکاف جنسیتی دستمزد در ایران، نشان دادند که اگر چه متوسط تحصیلات بالاتر زنان شاغل، شکاف جنسیتی دستمزد را کاهش داده است، اما همچنان تبعیض جنسیتی دستمزد برای کار برابر و میزان تحصیلات برابر به میزان چشمگیری در کشور وجود دارد. بخش خصوصی که سهم قابل توجهی از اشتغال را در بر دارد، دارای شکاف جنسیتی دستمزد بیشتری نسبت به بخش عمومی است.

زبیدی و همکاران (۱۴۰۰) در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، شکاف جنسیتی دستمزد و پویایی‌های آن در بازار کار ایران را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از حل مدل آنها نشان داد که مقدار بلندمدت شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران تقریباً ۱۸ درصد بوده و در صورت رفع تبعیض و ایجاد تعادل در زمان کار زنان و مردان، نه تنها دستمزد زنان بلکه دستمزد مردان نیز افزایش می‌یابد و شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از شبیه سازی مدل نشان داد که در اثر وقوع شوک سیاست پولی انبساطی و شوک مثبت تکنولوژی، مقدار شکاف جنسیتی دستمزد در کوتاه مدت افزایش می‌یابد.

مجموعه وسیعی از مطالعات خارجی در مورد تأثیر ترکیب نیروی‌کار بر عملکرد شرکت وجود دارد. با تمرکز بر نقش جنسیت در بهره‌وری صنایع، مطالعات متعددی صورت گرفته است. نتایج

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

تعدادی از مطالعات از جمله گاتچک و نیفرت[1] (۲۰۱۳) و کورتز و پان[2] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که برابری جنسیتی در اشتغال (افزایش سهم زنان)، بهره‌وری را کاهش می‌دهد. کاهش بهره‌وری زنان می‌تواند به دلیل سطح پایین‌تر سرمایه انسانی یا مربوط به تبعیض جنسیتی دستمزد باشد.

نتایج تعداد دیگری از مطالعات نیز دلالت بر تأثیر مثبت زنان بر عملکرد شرکت دارد. به عنوان مثال نتایج وبر و زلنر[3] (۲۰۰۹) نشان می‌دهد، شرکت‌هایی که در استخدام بر علیه زنان تبعیض قائل می‌شوند، عمر بقای کوتاه‌تری دارند. کاستاگنتی و روستی[4] (۲۰۰۹) آموزش و توانایی همکاری را عامل برتری زنان دانسته‌اند. طاهر و همکاران[5] (۲۰۲۱) پیشنهاد کردند که حداقل یک زن در هیئت مدیره شرکت‌ها مورد استفاده قرار گیرد. نتایج اسمیت و همکاران[6] (۲۰۰۶) در رابطه با ۲۵۰۰ شرکت دانمارکی نیز مؤید تأثیر مثبت حضور زنان در هیئت مدیره بر عملکرد شرکت می‌باشد. هالتی واگنر، لین و اسپلتزر[7] (۱۹۹۹) شکاف دستمزد زنان و مردان را بیشتر از تفاوت بهره‌وری آنان می‌دانند. فایفر و واگنر[8] (۲۰۱۴) نیز نشان دادند، شرکت‌هایی که سهم بیشتری از کارکنان زن دارند، دارای بهره‌وری کمتری بوده ولی سودآوری آنها بیشتر می‌باشد. کریستینسن[9] (۲۰۱۶) و همکاران افزایش اشتغال زنان در بخش‌های با فناوری پیشرفته و دانش‌محور را باعث افزایش عملکرد شرکت می‌دانند. چن و همکاران[10] (۲۰۱۳) با نگاه مثبت نسبت به اشتغال زنان، اظهار داشتند که جهانی‌شدن رقابت در بازار کار را افزایش داده، هزینه تبعیض جنسیتی در استخدام را بالا برده و باعث کاهش تبعیض جنسیتی در دستمزد و اشتغال

1. Gottschalk & Niefert
2. Cortes & Pan
3. Weber & Zulehner
4. Castagnetti & Rosti
5. Tahir & etc.
6. Smith & etc.
7. Haltiwanger , Lane & Spletzer
8. Pfeifer& Wagner
9. Christiansen
10. Chen et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

می‌شود. فلبی و همکاران[1] (۲۰۱۹) وجود منافع نابرابر برای جنس‌های مختلف همسطح را باعث ایجاد خصومت در محیط کار و هزینه بر شدن مدیریت منابع انسانی می‌دانند.

درکنار مطالعات فوق، تعدادی از محققان به نتایج متفاوت و غیرقطعی در مورد بهره‌وری زنان دست یافته‌اند. به عنوان نمونه، دانگ و ژانگ[2] (۲۰۰۹) به نتایج متفاوتی در مورد کارکنان ماهر و غیرماهر دست یافتند. وو و چنگ[3] (۲۰۱۶) نشان دادند که نحوه تأثیرگذاری اشتغال زنان بر بهره‌وری، به اندازه شرکت و نوع مهارت کارکنان بستگی دارد، به نحوی که در شرکت‌های کوچک و بزرگ به ترتیب مشارکت بیشتر زنان در بین کارکنان ماهر وکارکنان غیرماهر باعث بهبود بهره‌وری می‌شود. نتایج مطالعه منگ و یانگ[4] (۲۰۱۹) نشان داد که اگرچه در شرکت‌های خصوصی کوچک، سهم بیشتر کارگران زن با تحصیلات بالا به طور معناداری بهره‌وری شرکت را بهبود می‌بخشد و تأثیر زنان تحصیلکرده بر بهره‌وری در صنایع با درجه زنانگی متوسط و بالا نسبت به صنایع مردانه‌تر، بیشتر است، ولی به‌طور کلی شرکت‌هایی که سهم بیشتری از کارگران زن دارند، دارای بهره‌وری کمتری هستند.

اشاره کردیم که در خصوص تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی کار بر بهره وری صنایع در داخل کشور مطالعه‌ای انجام نشده است. بررسی مطالعات صورت گرفته در خارج از کشور این نتیجه را به‌دنبال دارد که توزیع برابرتر جنسیت در محل کار، نتایج متفاوتی بر بهره‌وری را به‌دنبال داشته است. دیدگاه سنتی که کارکنان زن نسبت به همتایان مرد بهره‌وری کمتری دارند، به چالش کشیده شده و نتیجه‌گیری قطعی در خصوص تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری وجود ندارد. بنابراین، تأثیر کارکنان زن بر بهره‌وری و عملکرد شرکت یک مسأله تجربی بوده و لازم است تحقیقات بیشتری در این خصوص انجام شود.

1. Flabbi et al.
2. Dong & Zhang
3. Wu & Cheng
4. Meng & Yang

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

۳. معرفی الگوی تحقیق

در بخش مقدماتی این مقاله اشاره شد که در این مقاله اثر مشارکت زنان بر بهره‌وری صنایع ایران ارزیابی می‌شود. به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تخمین مدل از رویکرد لوینسون و پترین استفاده می‌شود. توضیح بیشتر اینکه در تخمین تابع تولید همواره این نگرانی وجود دارد که بین نهاده‌ها و شوک مشاهده نشده بهره‌وری همبستگی وجود داشته باشد. بنگاه‌های حداکثر کننده سود نسبت به شوک مثبت بهره‌وری از طریق بسط تولید واکنش نشان می‌دهند و بر همین اساس اقدام به استخدام بیشتر نهاده‌ها می‌کنند. اولی و پیکز (۱۹۹۶) برای کنترل همزمانی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشینی برای شوک مشاهده نشده در بهره‌وری استفاده کردند تا تخمین‌های به‌دست آمده سازگار باشند.

لوینسون و پترین با انتقاد نسبت به روش اولی و پکز اظهار داشتند، نهاده‌های واسطه در مقایسه با سرمایه‌گذاری جانشین مناسب‌تری برای شوک‌های بهره‌وری می‌باشند. اولین مزیت این است که نهاده‌های واسطه به‌طور کامل نسبت به شوک بهره‌وری واکنش نشان می‌دهند، درحالی‌که سرمایه‌گذاری تنها به جزء غیر قابل مشاهده بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. ثانیاً، وقتی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشین شوک نهاده‌ها استفاده شود، در این صورت باید تمام بنگاه‌هایی که سرمایه‌گذاری آنها صفر است کنار گذارده شود. در نتیجه سرمایه‌گذاری نسبت به شوک بهره‌وری به‌طور یکنواخت واکنش نشان نمی‌دهد. ولی استفاده از نهاده واسطه با چنین مشکلی مواجه نیست. ثالثاً، وقتی هزینه‌های تعدیل قابل توجه و مهم باشد، استفاده از نهاده واسطه مناسب‌تر است، زیرا هزینه‌های تعدیل موجب می‌شود تابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری دچار شکستگی شود و در نتیجه بنگاه‌ها نمی‌توانند به‌طور کامل نسبت به شوک بهره‌وری واکنش نشان دهند و جزء اختلال و متغیرهای توضیحی همبسته خواهند بود. نهاده واسطه از این جهت که تغییر وضعیت نیست، جانشین مناسبی برای شوک بهره‌وری است.

برای توضیح بیشتر در خصوص روش لوینسون و پترین، فرض کنید لگاریتم تولید تابعی از لگاریتم سه نهاده نیروی‌کار، موجودی سرمایه و نهاده‌های واسطه باشد:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + n_{it} \qquad (۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

ω جزء بهره‌وری قابل مشاهده بنگاه (مشاهده نشده محقق) است. این جز یک متغیر وضعیت است و لذا بر میزان نهاده تاثیر می‌گذارد و همین امر منجر به مشکل همزمانی در تخمین تابع تولید می شود. n_{it} خطای تصادفی و غیر قابل مشاهده که بر تصمیم بنگاه در انتخاب نهاده‌ها تأثیری نداشته و شوکی است که هیچ کدام از نهاده‌ها به آن پاسخ نمی‌دهند.

معمولاً، محققان تجربی رابطه (۱) را تخمین زده و لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید را از رابطه زیر به‌دست می‌آورند (بورن[1]، ۲۰۱۲) :

$$\widehat{\beta_0} + \widehat{\omega} = y_{it} - \widehat{\beta_l} l_{it} - \widehat{\beta_k} k_{it} - \widehat{\beta_m} m_{it} \qquad (۲)$$

بنابراین $\beta_0 + \omega$ لگاریتم بهره‌وری کل بنگاه را نشان می‌دهد.

لوینسون و پترین تقاضا برای نهاده واسطه را تابعی از متغیرهای وضعیت امگا و متغیر سرمایه فرض کردند:

$$m_{it} = m(k_{it}, \omega_{it}),\ \frac{\partial m}{\partial \omega} > 0 \qquad (۳)$$

تقاضا برای نهاده‌های واسطه یک تابع فزاینده یک به یک است و بدین ترتیب، شوک مشاهده نشده را به صورت تابعی از دو متغیر قابل مشاهده بیان کردند: (۴)

$$\omega_{it} = \omega(k_{it}, m_{it}) \qquad (۴)$$

با در نظرگرفتن ارزش‌افزوده به عنوان متغیر وابسته داریم:

$$v_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + n_{it} \qquad (۵)$$

با تفکیک نیروی‌کار به نیروی کار غیرماهر و نیروی کار ماهر داریم:

$$v_{it} = \beta_0 + \beta_u l^u_{it} + \beta_s l^s_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + n_{it} \qquad (۶)$$

رابطه (۶) را به صورت زیربازنویسی می‌کنیم:

$$v_{it} = \beta_u l^u_{it} + \beta_s l^s_{it} + \emptyset(k_{it}, m_{it}) + \eta_{it} \quad \emptyset(k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \omega_{it} \qquad (۷)$$

1. Bevern

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

جهت برآورد ضرایب تابع تولید، لازم است همبستگی بین نهاده‌های تولید و ω کنترل شود. در مرحله اول جهت به‌دست آوردن ضرایب نیروی‌کار می‌توان از روش رابینسون[1] (۱۹۸۸) به شرح ذیل بهره برد:

با گرفتن امید ریاضی رابطه (۷) مشروط بر i و k داریم:

$$E[v_t|k_t, m_t] = E[l_t^u|k_t, m_t]\beta_u + E[l_t^s|k_t, m_t]\beta_s + \emptyset(k_t, m_t) \quad (۸)$$

از دو رابطه قبل، خالص اثر نیروی‌کار (از m و k) بر ارزش‌افزوده به‌دست می‌آید:

$$v_t - E[v_t|k_t, m_t] = (l_t^u - E[l_t^u|k_t, m_t])\beta_u + (l_t^s - E[l_t^s|k_t, m_t])\beta_s + \eta_t \quad (۹)$$

لذا یک تخمین OLS بدون عرض از مبدأ $v_t - E[v_t|k_t, m_t]$ بر روی $(l_t^u - E[l_t^u|k_t, m_t])$ و عبارت

$(l_t^s - E[l_t^s|k_t, m_t])$ تخمین سازگاری از پارامتر متغیرهای نیروی‌کار غیرماهر و نیروی‌کار ماهر را به‌دست می‌آورد. به‌دست آوردن ضرایب مرحله اول، به شرح ذیل صورت می‌گیرد:

۱. با رگرسیون v بر روی m و k برآوردی از $E(v|m,k)$ به‌دست آورده و عبارت زیر محاسبه می‌شود.

$$v(m,k) = v - E(v|m,k)$$

۲. با رگرسیون l^u بر روی m و k برآوردی از $E(l^u|m,k)$ به‌دست آورده و عبارت ذیل به‌دست می‌آید.

$$x_1 = l^u - E(l|m,k)$$

۳. با رگرسیون l^s بر روی m و k برآوردی از $E(l^s|m,k)$ به‌دست آورده و عبارت زیر را به‌دست می‌آید.

$$x_2 = l^s - E(l|m,k)$$

۴. یک مدل OLS بدون عرض از مبدا $v(m,k)$ بر روی x_1 و x_2 انجام می‌شود. ضرایب به‌دست آمده، ضرایب نیروی‌کار غیرماهر و ماهر در تابع تولید است. در اینجا مرحله اول تخمین به

1. Rabinson

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

پایان می‌رسد. در مرحله دوم کافی است که ضریب موجودی سرمایه برآورد گردد. مراحل زیر، روش برآورد ضریب موجودی سرمایه را نشان می‌دهد:

۱. با استفاده از ضرایب برآورد شده نیروی‌کار غیرماهر و ماهر در مرحله اول، عبارت زیر به‌دست می‌آید:

$$\emptyset(m,k) = v - \beta_u l^u - \beta_s l^s \qquad (۱۰)$$

۲. یک مقدار کاندید برای β_k پیدا می‌کنیم و آن را β_k^* می‌نامیم. مقدار مذکور می‌تواند از برآورد تابع تولید کاب داگلاس به روش OLS به‌دست آید. فرض می‌شود که بهره‌وری ω از فرایند مرتبه اول مارکف پیروی می‌کند و تحت تأثیر متغیرهای کنترلی شرکت قرار نمی‌گیرد. بنابراین ارزش انتظاری ω به شرط داشتن ω_{t-1}، همان ارزش انتظاری ω_{t-1}، ω_{t-2} و ... هست و به دو قسمت تجزیه می‌شود:

$$\omega_{it} = E[\omega_{it}|\omega_{it-1}] + \xi_{it} \qquad (۱۱)$$

ξ_t نوفه سفید بوده و میانگین آن صفر است. جهت به‌دست آوردن امیدریاضی ω به صورت زیر عمل می‌کنیم:

۱. مقدار $\widehat{\omega_t + \eta_t} = v_t - \beta_u l^u - \beta_s l^s - \beta_k^* k$ را به‌دست آورده و آن را A نامگذاری می‌کنیم.

۲. عبارت $\widehat{\omega_{t-1}} = \widehat{\emptyset_{t-1}} - \beta_k^* k_{t-1}$ را محاسبه کرده و آن را B می‌نامیم.

۳. با رگرسیون A بر روی B عبارت $E[\omega_{it}|\omega_{it-1}]$ حاصل می‌شود.

همچنین یک تقریب سازگار برای $E[\omega_{it}|\omega_{it-1}]$ که $E[\omega_{it}|\widehat{\omega_{it-1}}]$ نامیده‌می‌شود، می‌تواند با استفاده از مدل زیر حاصل شود:

$$\hat{\omega} = \gamma_0 + \gamma_1\omega_{t-1} + \gamma_2\omega_{t-1}^2 + \gamma_3\omega_{t-1}^3 + \xi_{it} \qquad (۱۲)$$

با جایگزین کردن رابطه (۱۰) به جای ω در رابطه (۵) داریم:

$$\widehat{\xi_{it} + \eta_{it}} = v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^u - \widehat{\beta_s} l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\widehat{\omega_{it}|\omega_{it-1}}] \qquad (۱۳)$$

در نهایت ضریب β_k با حداقل کردن تابع هدف زیر به‌دست می‌آید:

$$\min \sum (v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^u - \widehat{\beta_s} l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\widehat{\omega_{it}|\omega_{it-1}}])^2 \qquad (۱۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

ضریب $\widehat{\beta_k}$ از β_k به کمک دستور levpet در STATA با حداقل کردن تابع هدف فوق و با استفاده از تکنیک نیمه پارامتریک کامپیوتری بوت استرپ[1] قابل برآورد می‌باشد (پترین[2]،۲۰۰۴).

در نهایت لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$LP = v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^{u} - \widehat{\beta_s} l_{it}^{s} - \widehat{\beta_k} k_{it} \qquad (۱۵)$$

در ادامه، مدل مورد استفاده در این تحقیق جهت ارزیابی تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری در دو حالت بدون تفکیک و با تفکیک شاغلان زن از نظر سطح مهارت و شغل مورد بررسی قرار می‌گیرد. شاخص مورد استفاده جهت نشان دادن ترکیب جنسیتی نیروی‌کار، سهم اشتغال زنان است. در پیشینه تحقیق اشاره شد که نتایج بعضی از مطالعات حاکی از تأثیر منفی سهم اشتغال زنان بر بهره‌وری است. این در حالی است که نتایج برخی دیگر از مطالعات نشان می‌دهند که افزایش اشتغال زنان به افزایش بهره‌وری منجر شده است. تناقض در مطالعات پیشین می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد که از جمله آنها می‌توان به متفاوت بودن قلمرو زمانی و مکانی تحقیق، مدل و روش آن اشاره کرد. همچنین به نظر می‌رسد، توجه به تأثیر متفاوت سهم اشتغال زنان بر بهره‌وری در سطوح پایین و بالای اشتغال زنان، بتواند نتایج بهتری ارائه کند. لذا در این تحقیق بر خلاف مطالعات پیشین، توان دوم متغیرهای سهم اشتغال زنان و سهم اشتغال کارکنان زن ماهر و غیرماهر نیز به منزله متغیر توضیحی استفاده شده است. همچنین انتظار می‌رود رابطه بهره‌وری و سهم اشتغال زنان تحت تأثیر اندازه و نوع صنایع قرار گیرد. به همین دلیل اثر تقاطعی اندازه و نوع صنایع با سهم اشتغال زنان نیز در مدل استفاده می‌گردد.

بر این اساس، مدل تجربی مورد استفاده در این مطالعه جهت ارزیابی تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری به‌صورت زیر تصریح شده است:

مدل ۱: ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری (بدون تفکیک شاغلان زن):

1. Bootstrap
2. Petrin

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

$$LP = \beta_0 + \beta_1 femaleratio^2 + \beta_2 femaleratio + \beta_3 size * femaleratio + \beta_4 EI_{ind} * femaleratio + \beta_5 size + \beta_6 EI_{ind} + X + \epsilon$$

مدل ۲: ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری (تفکیک شاغلان زن):

$$LP = \beta_0 + \beta_1 UnSkillratio^2 + \beta_2 UnSkillratio + \beta_3 Skillratio^2 + \beta_4 Skillratio + \beta_5 Size * UnSkillratio + \beta_6 Size * Skillratio + \beta_7 size + \beta_8 Adminratio + X + \epsilon$$

LP لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین، Femaleratio لگاریتم سهم اشتغال زنان، Unskillratio، Skillratio و Adminratio به ترتیب لگاریتم سهم کارکنان زن غیرماهر، ماهر و اداری-مالی از کل کارکنان می‌باشد. EI_{ind} و Size به ترتیب شاخص نوع صنایع و شاخص اندازه شرکت هستند. X نیز برداری از متغیرهای کنترلی تأثیرگذار بر بهره‌وری است که بر اساس مبانی نظری و مطالعات گذشته انتخاب‌گردیده و شامل لگاریتم متغیرهای EI شدت انرژی[1]، H نسبت کارکنان تحصیلکرده لیسانس به بالا از کل کارکنان، Train مخارج آموزشی کارکنان، RD مخارج تحقیق و توسعه و Export ارزش صادرات می‌باشند.

۴. معرفی داده‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج

با عنایت به وجود داده‌های آماری متغیرها، دوره زمانی مورد نظر در این مطالعه ۹۶-۱۳۸۵ است. به منظور انجام این مطالعه از اطلاعات کارگاههای صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر به تفکیک طبقه بندی ISIC در سطح کدهای چهار رقمی مرکز آمار ایران استفاده شده است. به‌دلیل عدم وجود آمار و اطلاعات، از بین ۱۲۲ کد، تعداد ده کد حذف گردیده و در مجموع برای هر متغیر حدود ۱۲۳۲ مشاهده در دسترس می‌باشد. همچنین ارزش واقعی متغیرها بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ محاسبه شده است. نحوه محاسبه متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، به شرح ذیل می‌باشد:

ارزش‌افزوده (V) از تفاوت ارزش ستانده و ارزش نهاده‌های به‌کار رفته در تولید حاصل می‌گردد.

موجودی سرمایه (k) که در بسیاری از مطالعات از روش موجودی دائمی[2] برای اندازه‌گیری آن استفاده شده است. برای توضیح این روش، موجودی خالص سرمایه در آغاز دوره t (k_t) را به

1. Energy intensity
2. Perpetual Inventory Method

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

عنوان تابعی از خالص موجودی سرمایه در ابتدای دوره قبلی (k_{t-1})، سرمایه‌گذاری ناخالص در دوره قبل (I_{t-1}) و استهلاک سرمایه ثابت (D_{t-1}) در نظر می‌گیریم:

$$K_t = K_{t-1} + I_{t-1} - D_{t-1} \quad (۱۶)$$

با فرض نرخ استهلاک δ، می‌توان ذخیره سرمایه را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_{t-1} \quad (۱۷)$$

با جای‌گزینی مکرر این معادله برای موجودی سرمایه در آغاز دوره (k_{t-1}) داریم:

$$K_t = \sum_{i=0}^{\infty}(1-\delta)^i I_{t-(i+1)} \quad (۱۸)$$

بنابراین، موجودی سرمایه در دوره t مجموع وزنی تاریخچه سرمایه‌گذاری است. با داشتن یک سری زمانی کامل از سرمایه‌گذاری‌های گذشته و سرمایه اولیه در ابتدای سری زمانی سرمایه‌گذاری، می‌توانیم مقدار موجودی سرمایه برای هر دوره را محاسبه کنیم. چهار رویکرد متفاوت مبتنی بر روش موجودی دائمی برای اندازه‌گیری موجودی سرمایه اولیه وجود دارد.

رویکرد حالت پایدار[1] فرض می‌کند که تولید با نرخ رشد موجودی سرمایه رشد می‌کند. در این روش، موجودی سرمایه اولیه از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{g_{GDP} + \delta} \quad (۱۹)$$

رویکرد حالت عدم تعادل[2] از فیلتر هودریک پرسکات[3] جهت برآورد موجودی سرمایه اولیه استفاده کرده و نرخ رشد موجودی سرمایه را با نرخ رشد سرمایه‌گذاری تقریب می‌زند:

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{gI+\delta} \quad (۲۰)$$

رویکرد سری‌های زمانی مصنوعی[4] مبتنی بر ایجاد یک سری زمانی مصنوعی و تاریخی از سرمایه‌گذاری‌ها است. در این رهیافت جهت برآورد موجودی سرمایه اولیه ازمیانگین سری‌های زمانی سرمایه‌گذاری استفاده می‌گردد.

---

1. Steady State Approach
2. Disequilibrium Approach
3. Hodrick Prescott filter
4. Synthetic Time Series Approach

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

رویکرد یکپارچه[1] که روش مورد استفاده جهت اندازه‌گیری موجودی سرمایه اولیه در این مقاله است، توسط برلمان و وسل هافت[2] (۲۰۱۴) با ترکیب سه رویکرد قبلی و کنار گذاشتن معایب هرکدام، برای برآورد موجودی سرمایه مورد استفاده قرار گرفت. آنها اظهار داشتندکه اشکال رویکرد حالت پایدار این است که یک شوک سرمایه‌گذاری کوتاه مدت در اولین دوره از سری سرمایه‌گذاری‌های موجود می‌تواند منجر به تورش قوی در برآورد ذخیره سرمایه اولیه شود. استفاده از فیلتر پرسکات در رهیافت حالت عدم تعادل باعث می‌شود که اولین مشاهدات سالانه سری‌های سرمایه‌گذاری کنار گذاشته شود. در مقابل، در رویکرد یکپارچه از تمامی مشاهدات سری زمانی سرمایه‌گذاری استفاده شده و بجای میانگین سری‌های زمانی سرمایه‌گذاری مورد استفاده در روش رهیافت سری زمانی مصنوعی، از پارامتر β_i مربوط به رگرسیون لگاریتم سرمایه‌گذاری بر روی متغیر روند، به عنوان معیار رشد روند سرمایه‌گذاری استفاده گردید. موجودی سرمایه اولیه (K_{t0}) از سرمایه‌گذاری‌های I_{t1}، نرخ رشد بلندمدت سرمایه‌گذاری g_I و نرخ استهلاک سرمایه δ محاسبه می‌شود:

$$K_{t0} \approx \frac{I_{t1}}{g_I+\delta} \qquad (۲۱)$$

با رگرسیون لگاریتم سرمایه‌گذاری (lnI) بر روی متغیر زمان (t)، نرخ رشد سرمایه‌گذاری به تفکیک برای هر کدام از صنایع (β_i) به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$\ln I_{i.t} = \alpha_i + \beta_i * t + \varepsilon_{i.t} \qquad (۲۲)$$

با استفاده از پارامترهای برآورد شده α_i و β_i مقدار برازش شده برای دوره t_1 محاسبه می‌شود:

$$\widehat{\ln I_{i.t}} = \alpha_i + \beta_i * t_1 \qquad (۲۳)$$

سپس با نرخ استهلاک δ، می‌توان خالص موجودی سرمایه در هر دوره را با استفاده از رابطه زیر محاسبه کرد:

$$k_{t-۱} \approx \frac{I_t}{g_I+\delta} \qquad (۲۴)$$

1. Unified Approach
2. Berlemann & Wesselhöft

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

نهاده نیروی‌کار (L)، که روش مرسوم جهت اندازه‌گیری آن، استفاده از تعداد ساعات کار یا تعداد نفرات نیروی‌کار است. ما برای در نظر گرفتن تأثیر کیفیت نیروی انسانی در تولید، به تفکیک از تعداد نیروی‌کار غیرماهر [۱] (L^u) و تعداد نیروی‌کار ماهر [۲] (L^s) استفاده کرده‌ایم.

بهره‌وری کل عوامل تولید (LP) در این مطالعه به روش نیمه پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شده است.

سهم اشتغال زنان (Femaleratio) حاصل تقسیم تعداد شاغلان زن به تعداد کل شاغلان است.

نسبت کارگران زن غیرماهر (Unskillratio) از تقسیم تعداد کارگران زن غیرماهر به کل کارکنان زن و مرد به‌دست آمده است.

نسبت کارکنان زن ماهر (Skillratio) از مجموع زنان کارگر ماهر، تکنسین و مهندس تقسیم بر مجموع کارکنان زن و مرد حاصل شده است.

نسبت کارکنان زن اداری-مالی (Adminratio) از تقسیم کارکنان زن بخش اداری-مالی (غیرتولیدی) به کل شاغلان زن و مرد به‌دست آمده است.

شاخص اندازه صنایع (Size) حاصل تقسیم ارزش فروش هر صنعت به مجموع فروش تمامی صنایع می‌باشد.

شدت انرژی (EI) حاصل تقسیم ارزش سوخت مصرف شده به ارزش‌افزوده می‌باشد.

شاخص نوع صنایع (EI_{ind}) حاصل تقسیم شدت انرژی هر صنعت به میانگین شدت انرژی کل صنایع است. لی و لین [۳] (۲۰۱۷) بخش صنعت را به طور کلی به صنایع سنگین و صنایع سبک تقسیم‌بندی کردند. اولی به صنایعی اطلاق می‌شود که با محصولات و تجهیزات بزرگ و سنگین مانند زغال سنگ، نفت، آهن و کشتی درگیر هستند. صنایع سنگین معمولاً نسبت به صنایع سبک

---

۱. کارگر ساده، فردی است که برای انجام وظایف شغلی خود نیاز به تعلیم و کسب مهارت و تجربه ندارد (مرکز امار ایران، ۱۳۸۴).

۲. کارگر ماهر، فردی است که به اعتبار دانش فنی و تجربه‌ای که کسب کرده، توانایی انجام دادن یک یا چند وظیفه را در شغل معین و کارهای فنی دارد (مرکز امار ایران، ۱۳۸۴).

3. Li & lin

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

سرمایه و انرژی بری بیشتری دارند، درحالی‌که صنایع سبک اغلب کاربرتر هستند. علاوه بر این، صنایع سنگین در مقایسه با صنایع سبک، سوخت بیشتری مصرف می‌کنند و از طریق آلودگی باعث اختلال بیشتر در محیط زیست می‌شوند. ما به پیروی از لی و لین، نسبت شدت انرژی هر صنعت به میانگین شدت انرژی کل صنایع را به عنوان معیاری از نوع صنایع سبک و سنگین استفاده کرده‌ایم.

بر اساس نظریه‌های سرمایه انسانی و رشد، دانش و مهارت‌های تجسم یافته در انسان مستقیماً بهره‌وری را افزایش می‌دهد. بر این اساس، در این مطالعه دو متغیر نسبت تعداد کارکنان تحصیلکرده لیسانس به بالا به تعداد کل کارکنان (H) و مخارج خدمات آموزشی (آموزش ضمن خدمت) (Train) به ترتیب به عنوان جای‌گزینی از شاخص مربوط به سرمایه انسانی آموزش‌های رسمی و غیررسمی مورد استفاده قرار گرفته است. مخارج تحقیق و توسعه (RD) بیانگر موجودی دانش هر بنگاه بوده و می‌تواند از طریق افزایش کیفیت محصول و افزایش کارایی سرمایه‌های فیزیکی و انسانی بر بهره‌وری تأثیرگذار باشد. صادرات (Export) نیز می‌تواند از کانال ارتباط شرکت با بازارهای خارجی و سرریز[1] دانش فنی به شرکت، بهره‌وری را افزایش دهد (کلر[2]، ۲۰۰۰).

در ادامه مقاله، ابتدا تابع تولید را برآورد کرده و بهره‌وری را به‌دست می‌آوریم. سپس مدل اقتصاد سنجی مربوط به تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای ایران را برآورد کرده و نتایج را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. قبل از برآورد مدل، لازم است آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای آزمون پایایی در داده‌های پانل، از شش آزمون لوین، لین و چو،[3] ایم، پسران و شین،[4] برایتونگ،[5] ADF فیشر،[6] PP فیشر[7] و آزمون هادری[8] می‌توان استفاده کرد.

1. Spillover
2. Keller
3. Levin, Lin & Chu
4. Im, Pesaran and Shin
5. Breitung
6. ADF - Fisher
7. PP - Fisher
8. Hadri

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

آزمون‌های لوین، لین و چو، برایتونگ و هادری بر فرض یکسان بودن عوامل مشترک بین صنایع، کشورها و واحدهای انفرادی پایه ریزی شده‌اند. درحالی‌که سه آزمون دیگر بر مبنای متفاوت بودن عوامل بین واحدهای انفرادی استوار هستند. این فرض معقول و مناسبی در داده‌های پانل است. لذا در این مطالعه از آزمون پایایی ایم، پسران و شین (IPS) استفاده می‌شود.

در جدول (۱) نتایج مربوط به آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید و متغیرهای مدل ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری ارائه شده است. متغیرهای مربوط به تابع تولید شامل لگاریتم ارزش افزوده، لگاریتم نیروی‌کار غیر ماهر، لگاریتم نیروی‌کار ماهر، لگاریتم موجودی سرمایه و لگاریتم نهاده‌های واسطه پایا از مرتبه یک می‌باشند. همچنین در مدل ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری، متغیرهای لگاریتم نسبت کارگران غیرماهر زن، لگاریتم نسبت کارکنان ماهر زن، لگاریتم شدت انرژی، لگاریتم مخارج آموزشی و شاخص نوع صنایع پایا از مرتبه صفر و سایر متغیرها شامل لگاریتم بهره‌وری لوینسون-پترین، لگاریتم سهم اشتغال زنان، لگاریتم نسبت کارکنان زن اداری-مالی، لگاریتم نسبت کارکنان تحصیل‌کرده لیسانس به بالا، لگاریتم مخارج تحقیق و توسعه، لگاریتم ارزش صادرات و شاخص اندازه صنایع پایا از مرتبه یک می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی ایم، پسران و شین (در حالت عرض از مبدا و روند)

	متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال	نتیجه
آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید	**v**	- ۲/۸۶	(۰/۰۰)	I(1)
	$\mathbf{L^u}$	- ۳/۱۰	(۰/۰۰)	I(1)
	$\mathbf{L^s}$	- ۴/۰۳	(۰/۰۰)	I(1)
	k	- ۳/۸۴	(۰/۰۰)	I(1)
	m	- ۳/۴۶	(۰/۰۰)	I(1)
آزمون پایایی متغیرهای مدل ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری	LP	- ۲/۰۱	(۰/۰۲)	I(1)
	Femaleratio	- ۲/۷۴	(۰/۰۰۳)	I(1)
	Unskillratio	- ۲/۸۸	(۰/۰۰۲)	I(0)
	Skillratio	- ۲/۲۲	(۰/۰۱۰)	I(0)
	H	- ۴/۴۶	(۰/۰۰۰)	I(1)
	EI	- ۳/۲۶	(۰/۰۰۰)	I(0)
	Train	- ۱/۷۶	(۰/۰۳)	I(0)
	RD	- ۳/۳۴	(۰/۰۰۰)	I(1)
	Export	- ۲/۰۷	(۰/۰۱۰)	I(1)
	Size	- ۷/۲۳	(۰/۰۰۰)	I(1)
	$\mathbf{EI_{ind}}$	- ۳/۲۶	(۰/۰۰۰)	I(0)
	Adminratio	- ۳/۶۱	(۰/۰۰۰)	I(1)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

* متغیرها بر حسب لگاریتم بر مبنای عدد نپر محاسبه شده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در بخش الگوی تحقیق اشاره کردیم که جهت اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین لازم است که ضرایب تابع تولید در دو مرحله برآورد گردد. نتایج مرحله اول لوینسون و پترین، برآوردی از پارامتر متغیرهای نیروی‌کار غیر ماهر و نیروی‌کار ماهر به ترتیب با ارقام ۰/۲۶ و ۰/۵۵ به‌دست آورد. در مرحله دوم، ابتدا برآورد اولیه‌ای معادل رقم ۰/۰۲ از ضریب سرمایه با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس و به روش حداقل مربعات معمولی به‌دست آمد (با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی مبنی بر رد فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، در

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

برآورد تابع تولید از سطح متغیرها استفاده گردید). پس از برآورد ضرایب نیروی‌کار ماهر و غیرماهر در مرحله اول لوینسون و پترین و تخمین اولیه از ضریب سرمایه، برآوردی از $E[\omega_{it}|\omega_{it-1}]$ (در رابطه ۱۴) به‌دست آمده، سپس ضریب سرمایه به کمک دستور Levpet در نرم افزار Stata با حداقل کردن تابع هدف (۱۴) و با استفاده از تکنیک نیمه‌پارامتریک بوت استرپ، معادل ۰/۰۸ برآورد گردید (جدول ۲).

جدول ۲. نتایج تخمین تابع تولید به روش لوینسون و پترین

متغیر	ضریب	ارزش احتمال
$\mathbf{l^u}$	۰/۲۶	(۰/۰۰۰)
$\mathbf{l^s}$	۰/۵۵	(۰/۰۰۰)
k	۰/۰۸	(۰/۰۲)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

متغیرها بر حسب لگاریتم بر مبنای عدد نپر محاسبه شده‌اند.

در نهایت پس از برآورد ضرایب تابع تولید، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین برای تعداد ۱۱۲ کد آیسیک چهاررقمی صنایع کارخانه‌ای ایران به‌صورت زیر محاسبه گردید:

$$LP = v_{it} - 0.026\, l^{u}_{it} - 0.55\, l^{s}_{it} - 0.08\, k_{it} \qquad (۲۵)$$

در ادامه متغیر LP بدست آمده در قسمت قبل، به عنوان متغیر وابسته در مدل شماره (۱۶) استفاده گردید. برای اجتناب از رگرسیون کاذب می‌توانیم از متغیرهای مانا در سطح یا متغیرهای مانا شده استفاده کنیم. اما این کار سبب می‌شود تا اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست برود. آزمون هم انباشتگی این امکان را می‌دهد تا بتوان رگرسیونی را بدون نگرانی از کاذب بودن آن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد. قابل ذکر است که در بررسی رابطه هم انباشتگی، الزامی وجود ندارد تا تمامی متغیرهای مدل دارای ریشه واحد باشند و اگر برخی از متغیرها I(0) باشند، مشکلی ایجاد نمی‌کند (سوری، ۱۳۹۴: ۷۴۷). دو آزمون کائو[1] (۱۹۹۹) و پدرونی[2] (۲۰۰۴)

1. Kao Test
2. Pedroni Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

از مهمترین آزمون‌های هم انباشتگی[1] در داده‌های پانل هستند. در جدول (۳) نتایج آزمون کائو و پدرونی در نرم افزار STATA 12، برای مدل رابطه (۱۶) ارائه شده است. در این آزمون‌ها رد فرضیه صفر بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها است. نتایج آزمون کائو نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی رد شده است. علاوه بر این در نتایج آزمون پدرونی، تمامی ۷ آماره در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. لذا فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی بین متغیرها رد می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو و پدرونی

نوع آزمون و آماره			مدل (۱)		مدل(۲)	
			t-statistic	prob	t-statistic	prob
آزمون پدرونی	درون بعدی	Modified Phillips-Perron t	۱۵/۰۰	(۰/۰۰)	۱۰/۴۷	(۰/۰۰)
		Phillips-Perron t	- ۱۳/۹۹	(۰/۰۰)	- ۶/۶۶	(۰/۰۰)
		Augmented Dickey-Fuller t	- ۱۴/۰۴	(۰/۰۰)	- ۷/۳۰	(۰/۰۰)
		Modified variance ratio	- ۱۳/۶۷	(۰/۰۰)	- ۱۳/۳۰	(۰/۰۰)
	بین بعدی	Modified Phillips-Perron t	۱۰/۳۰	(۰/۰۰)	۱۵/۳۲	(۰/۰۰)
		Phillips-Perron t	- ۷/۶۲	(۰/۰۰)	- ۱۲/۰۹	(۰/۰۰)
		Augmented Dickey-Fuller t	- ۷/۸۴	(۰/۰۰)	- ۱۱/۹۰	(۰/۰۰)
آزمون کائو		ADF	- ۸/۵۰	(۰/۰۰)	- ۱۲/۳۹	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون			در سطح معنادار یک درصد، فرض صفر مبنی بر نبود هم انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل نامانا رد شده و بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین آنهاست.			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

1. Cointegration Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در قسمت قبل، می‌توانیم بدون هراس از رگرسیون کاذب، مدل مربوط به ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری را برآورد کنیم. اولین گام در برآورد مدل‌های پانل دیتا این است که نوع تلفیقی یا پانل دیتای داده‌ها مشخص شود. در واقع لازم است بررسی شود که آیا شواهدی دال بر ادغام داده‌ها وجود دارد (داده‌های تلفیقی)[1] یا اینکه مدل برای هر یک از مقاطع، متفاوت است (داده‌های پانلی). می‌دانیم که داده‌های پانلی نیز به دو دسته اثرات تصادفی[2] و اثرات ثابت[3] تقسیم می‌شوند. برای تشخیص دو روش وجود دارد، یک راه این است که با استفاده از آزمونی نظیر چاو[4] داده‌های تلفیقی را در مقابل اثرات ثابت آزمون کنیم. راه دیگر این است که از آزمونی نظیر بروش پاگان[5] استفاده کرده و برتری مدل تلفیقی یا مدل اثرات تصادفی را مورد آزمون قرار دهیم. ما از آزمون چاو شروع می‌کنیم. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴)، آماره F لیمر در سطح معنادار یک درصد، تلفیقی بودن داده‌ها را رد کرده و اثرات گروهی در بین مقاطع پذیرفته می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون چاو برای مقایسه مدل تلفیقی ومدل پانل

مدل (۱)		مدل (۲)	
F-statistic	prob	F-statistic	prob
۲۸/۶۵	(۰/۰۰)	۲۷/۳۵	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون: در سطح معنادار یک درصد فرضیه صفر تلفیقی بودن مدل رد می‌گردد.			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

اکنون لازم است آزمون هاسمن[6] به منظور تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در سطح معنادار یک درصد فرضیه صفر اثرات تصادفی رد شده و برآورد مدل اثرات ثابت مناسب می‌باشد (جدول ۵). لازم به ذکر است با توجه به رد دو مدل تلفیقی و مدل اثرات تصادفی، آزمون بروش-پاگان ضرورت ندارد.

1. Pooling Data
2. Random Effects
3. Fixed Effects
4. Chow Test
5. Breusch-Pagan LM Test
6. Hausman Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن برای مقایسه مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی

مدل (۲)		مدل (۱)	
prob	Chi-sq Statistic	prob	Chi-sq Statistic
(۰/۰۰)	۹۵/۳۸	(۰/۰۰)	۸۲/۲۷

نتیجه آزمون: در سطح معنادار یک درصد فرضیه صفر اثرات تصادفی مدل رد می‌گردد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج نهایی برآورد مدل را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد. قبل از تجزیه و تحلیل نتایج، لازم است اشاره گردد که نتایج اولیه آزمون والد تعدیل شده[1] بیانگر رد فرضیه صفر همسانی واریانس اجزاء اخلال در مدل می‌باشد. همچنین نتایج آزمون وولدریج[2] بر رد فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی در اجزاء اخلال دلالت دارد. در این شرایط استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) باعث افزایش کارایی پارامترهای مدل می‌گردد. علاوه بر این متغیر توضیحی AR(۱) به مدل اضافه شد و خطاهای استاندارد نیز نسبت به خودهمبستگی مقاوم‌سازی[3] گردید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Modified Wald Test
2. Wooldridge Test
3. Robust

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

جدول ۶. نتایج مدل ترکیب جنسیتی نیروی‌کار و بهره‌وری

متغیر	مدل (۱) (بدون تفکیک شاغلان زن)		مدل (۲) (با تفکیک شاغلان مختلف زن)	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
Export	۰/۰۰۶	(۰/۰۰)	۰/۰۰۶	(۰/۰۰)
RD	۰/۰۶۸	(۰/۰۰)	۰/۰۶۷	(۰/۰۰)
Train	۰/۰۱۳	(۰/۰۰)	۰/۰۱۳	(۰/۰۰)
EI	—	—	-۰/۲۹۲	(۰/۰۰)
H	۰/۰۹۴	(۰/۰۶)	۰/۰۶۷	(۰/۰۷)
$Size^2$	-۰/۰۰۰۵	(۰/۰۱)	-۰/۰۰۰۷	(۰/۰۰)
Size	۰/۰۲۹	(۰/۰۰)	۰/۰۴۱	(۰/۰۰)
Femaleratio	-۰/۱۵۶	(۰/۰۱)	—	—
$Femaleratio^2$	۰/۲۸۷	(۰/۰۰)	—	—
EI_{ind} * Femaleratio	-۰/۱۳۴	(۰/۰۰)	—	—
EI_{ind}	-۰/۱۶۵	(۰/۰۰)	—	—
Size*Femaleratio	-۰/۰۰۴	(۰/۲۰)	—	—
$Unskillratio^2$	—	—	۰/۱۸۷	(۰/۰۴)
Unskillratio	—	—	-۰/۸۹۳	(۰/۰۳)
$(Skillratio)^2$	—	—	۰/۴۸۸	(۰/۰۰)
Skillratio	—	—	-۰/۱۴۰	(۰/۰۰)
Adminratio	—	—	۰/۰۸۸	(۰/۰۵)
Size * Unskillratio	—	—	۰/۰۹۹	(۰/۱۰)
Size * Skillratio	—	—	-۰/۰۲۹	(۰/۰۴)
مدل شامل متغیر AR(1)، متغیر روند زمانی و جمله ثابت نیز می‌باشد.	Adjusted Rsquared=0.85 D-W= 2.01 Prob (0.000) F=46.31		Adjusted Rsquared=0.84 D-W= 2.01 Prob (0.000) F=44.99	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

متغیر وابسته: لگاریتم بهره‌وری لوینسون و پترین

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

جدول (۶) نتایج مربوط به تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران را نشان می‌دهد. در مدل دوم برخلاف مدل اول، شاغلان زن به شاغلان زن ماهر، غیرماهر و اداری-مالی تقسیم‌بندی شده‌اند.

در مدل (۱) ضریب به‌دست آمده برای Femaleratio[2] برابر با۰/۲۸۷ بوده و بیانگر این است که رابطه بهره‌وری و سهم اشتغال زنان به‌صورت یکنواخت نبوده و از فرم U تبعیت می‌کند. رابطه بهره‌وری و سهم اشتغال زنان در سطوح پایین توزیع اشتغال منفی و در سطوح بالای این توزیع مثبت می‌باشد. می‌توان استدلال کرد که تعداد زیاد همکاران مرد می‌تواند باعث ایجاد محیط کار ناخوشایند شده و تعداد زیاد سرپرستان مرد بر دستمزد، مزایا و ارتقای شغلی زنان تأثیر منفی دارد، درحالی‌که توزیع برابرتر جنسیت در محیط کار، خوشرویی و رفتارحرفه ای‌تری را ارائه می‌دهد و در نتیجه کارآیی کارگران و انگیزه آنها را بهبود می‌بخشد. علاوه بر این، با تخصیص بهتر استعدادهای آنان به شغل مربوطه، در شرایطی که زنان نسبت بالایی از شاغلان را تشکیل می‌دهند، بهره‌وری ارتقا می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های فلبی و همکاران (۲۰۱۶) و وو و چنگ (۲۰۱۶) نیز مطابقت دارد. با توجه به نتایج به‌دست آمده مبنی بر اهمیت اشتغال بالای زنان، بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که زنان درصنایع پوشاک، محصولات رایانه‌ای، سایر مصنوعات، دارو، غذایی، تجهیزات برقی، نساجی، چرم و تولید کاغذ که بالاترین نسبت اشتغال را دارا بوده‌اند، می‌توانند نقش بهتری در عملکرد شرکت داشته باشند.

همچنین، در مدل (۱) ضریب اثر تقاطعی سهم اشتغال زنان و شاخص نوع صنایع (EI_ind*Femaleratio) برابر با منفی ۰/۱۳۴ می‌باشد. این نتیجه دلالت بر این دارد که اشتغال بیشتر زنان در صنایعی که از شدت انرژی کمتری برخوردار می‌باشند و به نوعی صنایع سبک تلقی می‌گردند، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. در مقابل، ضریب اثر تقاطعی اشتغال زنان و اندازه صنایع (Size*Femaleratio) معنادار نیست و در این خصوص نمی‌توان اظهار نظرکرد.

با نتایج به‌دست آمده در مدل (۱) می‌توان اثر نهایی سهم اشتغال زنان بر بهره‌وری را در نقطه میانگین داده‌ها به‌صورت ذیل محاسبه کرد:

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

$$\eta = \frac{\partial LP}{\partial Femaleratio} = \beta_8 + 2\,\beta_9 Femaleratio + +\beta_{10} EI_{ind} = -0.09 \qquad (۲۶)$$

در عبارت بالا، β_8 ضریب Femaleratio، β_9 ضریب $Femaleratio^2$ و β_{10} ضریب EI*Femaleratio می‌باشد. با توجه به لگاریتمی بودن متغیرها، η کشش بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به سهم اشتغال زنان است. در نمونه تحت بررسی با میانگین ۱۲ درصدی شاغلان زن در بخش صنعت، کشش بهره‌وری نسبت به سهم اشتغال زنان در نقطه میانگین داده‌ها برابر با منفی ۰/۰۹ است و بیانگر این است که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، به ازای یک درصد افزایش در میانگین سهم اشتغال زنان، میانگین بهره‌وری حدود ۹ درصد کاهش می‌یابد. لازم به یادآوری است که نتیجه فوق مربوط به نقطه میانگین داده‌ها بوده و رابطه بهره‌وری با سهم اشتغال زنان در قسمت بالای توزیع اشتغال مثبت بوده و همچنین اثر نهایی اشتغال زنان بر بهره‌وری در صنایعی که سهم بالایی از اشتغال زنان را به خود اختصاص داده‌اند، مثبت است.

قبل از تجزیه و تحلیل نتایج مدل (۲) لازم است به‌طور مختصر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار در صنایع کشور را مورد بررسی قرار دهیم. داده‌های مربوط به اشتغال در صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد که به طور میانگین کارکنان ماهر زن و مرد (کارگر ماهر، تکنسین و مهندس) ۴۵/۲ درصد از مجموع کارکنان را به خود اختصاص داده‌اند. در این بین سهم کارکنان مرد ۴۲ درصد و سهم کارکنان زن فقط ۳/۲ درصد می‌باشد. به بیان دیگر می‌توان گفت به ترتیب ۷/۵ درصد و ۹۲/۵ درصد کارکنان ماهر به ترتیب به زنان و مردان اختصاص دارد. همچنین داده‌ها موید آن است که به طور میانگین ۳۱/۲ درصد از مجموع کارکنان زن و مرد صنایع کارخانه‌ای کشور مربوط به کارگران غیرماهراست که از این میزان سهم مردان ۲۷/۵ درصد و سهم زنان تنها ۳/۷ درصد بوده و می‌توان گفت که زنان و مردان به ترتیب حدود ۱۲درصد و ۸۸ درصد کارگران غیرماهر را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین سهم بخش اداری‌مالی از مجموع کارکنان زن و مرد ۲۳/۴ درصد بوده که سهم زنان و مردان به ترتیب ۵ و ۱۸/۴ درصد می‌باشد. قابل ذکر است حدود ۲۱ درصد اشتغال در بخش اداری به زنان و ۷۹ درصد به مردان اختصاص داشته است. مقایسه سهم زنان در بین کارکنان بخش‌های مختلف موید آن است که بیشترین نابرابری جنسیتی در بین کارکنان ماهر مشاهده می‌گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

در مدل (۲)، ضرایب متغیرهای $Unskillratio^2$ و $Skillratio^2$ به ترتیب برابر با ۰/۱۸۷ و ۰/۴۸۸ بوده و نشان می‌دهد که رابطه بهره‌وری با سهم اشتغال کارکنان غیرماهر و ماهر زن نیز از یک رابطه به فرم U تبعیت می‌کند به این معنا که در سطوح پایین توزیع اشتغال، رابطه بهره‌وری با اشتغال این کارکنان منفی و در سطوح بالاتر توزیع مثبت می‌باشد. این نتیجه بیانگر آن است که جهت تأثیر مثبت مشارکت کارکنان ماهر و غیر ماهر زن بر بهره‌وری، لازم است که سهم این کارکنان از یک مقدار آستانه بالاتر باشد. محاسبات نشان می‌دهد که حداقل سهم مورد نیاز کارکنان ماهر زن جهت تأثیر مثبت بر بهره‌وری بسیار کمتر از حداقل سهم کارگران زن غیرماهر است که در این صورت استنباط می‌گردد که برابری جنسیتی در بین کارکنان ماهر اهمیت بیشتری دارد. همچنین ضریب کشش به‌دست آمده برای متغیر سهم شاغلان زن اداری (Adminratio) برابر با ۰/۰۸۸ است و نشان می‌دهد که برابری جنسیتی کارکنان زن در بخش غیرتولیدی بهره‌وری را افزایش داده و زنان می‌توانند در این بخش و در جایگاه مدیریتی نقش بسزایی داشته باشند. نتایج مطالعات بیابانی و گرکز(۱۳۹۳) و سپاسی و عبدلی (۱۳۹۴) نیز مبنی بر تأثیر مثبت زنان در هیئت مدیره شرکت‌ها، تا حدودی با نتایج ما تطابق دارد.

با توجه به عدم معناداری ضریب Size*Femaleratio در مدل (۱)، با تفکیک شاغلان زن در مدل (۲) بررسی کردیم که آیا تأثیر برابری جنسیتی بر بهره‌وری در بین کارکنان ماهر و غیر ماهر، در شرکت‌های کوچک و بزرگ تفاوت معناداری دارد یا خیر. در این رابطه نتایج جالبی به‌دست آمد. ضریب Size*Unskillratio با رقم ۰/۰۹۹ نشان می‌دهد که در بین شرکت‌های بزرگ، برابری جنسیتی در بین کارگران غیرماهر اهمیت ویژه‌ای دارد. در مقابل ضریب Size*Skillratio برابر با منفی ۰/۰۲۹ بوده و دلالت بر این دارد که در شرکت‌های کوچک، برابری جنسیتی در بین کارکنان ماهر مهم بوده و بهره‌وری را افزایش می‌دهد. همچنین مقایسه قدرمطلق دو ضریب مذکور بیانگر آن است که برابری جنسیتی شاغلان ماهر در شرکت‌های کوچک در مقایسه با برابری جنسیتی کارکنان غیرماهر در شرکت‌های بزرگ، از اهمیت بیشتری برخوردار است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که علامت تمامی ضرایب متغیرهای کنترلی نیز موافق انتظار بوده و از معناداری بالایی برخوردار می‌باشند. متغیرهای سرمایه انسانی (آموزش رسمی و غیررسمی)، مخارج تحقیق و توسعه و صادرات با بهره‌وری رابطه مثبت و متغیر شدت انرژی با بهره‌روی ارتباط منفی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اگر چه متغیر اندازه صنایع به‌صورت فرم U وارون با بهره‌وری ارتباط دارد، اما با نادیده گرفتن ضریب بسیار ناچیز $Size^2$ با رقم منفی ۰/۰۰۰۵، استنباط می‌گردد که صنایع بزرگ دارای بهره‌وری بیشتری نسبت به صنایع کوچک می‌باشند.

۵. نتیجه‌گیری

مدت هاست که موضوع تأثیرترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری و این سؤال که آیا زنان از مردان بهره‌وری کمتری دارند یا خیر، در ادبیات بحث برانگیز بوده است. در خصوص تأثیر ترکیب جنسیتی بر بهره‌وری با رویکرد خرد-سنجی در داخل کشور مطالعه‌ای انجام نشده است. مطالعات انجام شده در داخل کشور بیانگر وجود محدودیت تنوع شغلی و فرصت‌های ارتقای شغلی برای زنان بوده و وجود تبعیض جنسیتی بر علیه زنان را تأیید می‌کند. علاوه بر این، نتایج تعداد کمی از مطالعات که بر نقش زنان در شرکت تمرکز دارد، نشان می‌دهد که افزایش حضور زنان در هیئت مدیره تأثیر مثبت بر عملکرد شرکت دارد . اما مطالعات اقتصادی انجام یافته در خارج از کشور درمورد برابری جنسیتی در محل کار، سابقه طولانی دارد. مطالعات مزبور به نتایج متفاوت و غیر قطعی در این خصوص دست یافته‌اند. بررسی مطالعات گذشته نشان می‌دهد که تأثیر کارکنان زن بر موفقیت کسب و کار یک مسأله تجربی است و دیدگاه سنتی که کارکنان زن نسبت به همتایان مرد بهره‌وری کمتری دارند به چالش کشیده شده است و تحقیقات بیشتری در مورد نقش کارکنان زن در تعیین عملکرد شرکت ضروری است.

در این مقاله با وجود پایین بودن میزان بهره‌وری در کشور و مشارکت بسیار کم زنان در صنایع کارخانه‌ای، به‌دنبال پاسخ به این سؤال بودیم که آیا افزایش سهم اشتغال زنان (توزیع برابرتر جنسیت)، بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای را تقویت می‌کند یا خیر. ما مجموعه پانلی از اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر، به تفکیک طبقه بندی ISIC در سطح کدهای

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

چهار رقمی مرکز آمار ایران طی دوره زمانی۹۶-۱۳۸۵را مورد استفاده قرار دادیم. ابتدا به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تابع تولید، بهره‌وری را به روش نیمه پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری کردیم. سپس، تأثیر ترکیب جنسیتی نیروی‌کار بر بهره‌وری مورد ارزیابی قرار گرفت.

بررسی اشتغال زنان و مردان در صنایع کارخانه‌ای ایران نشان می‌دهد، اگر چه اشتغال زنان در صنایع پوشاک، محصولات رایانه‌ای، سایر مصنوعات، دارو، غذایی، تجهیزات برقی و نساجی تا حدودی شرایط بهتری نسبت به سایر صنایع دارد، اما در مجموع بخش صنعت با دارا بودن میانگین حدود ۱۲ درصدی سهم اشتغال زنان فاصله زیادی با برابری جنسیتی دارد. نتایج مطالعه نوروزی (۱۳۸۳) بیانگر وجود محدودیت تنوع شغلی در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور می‌باشد. یافته‌های ما مبنی بر تمرکز شغلی زنان در بعضی از صنایع از قبیل پوشاک، محصولات رایانه‌ای و غیره تا حدودی با نتایج مطالعه مذکور مطابقت دارد. همچنین، نتایج ما نشان می‌دهد که در بخش صنعت بیشترین نابرابری جنسیتی در اشتغال، مربوط به کارکنان ماهر بوده و برابری جنسیتی در بین این کارکنان در مقایسه با کارگران غیرماهر اهمیت بیشتری در افزایش عملکرد شرکت دارد. لذا با توجه به تعداد زیاد زنان و دختران تحصیلکرده در کشور و وجود ظرفیت بالقوه آنها در تولید، لازم است تبعیض آماری اشتغال تحصیلکرده‌ها در بخش صنعت کاهش یابد. پیرو یافته‌های بیابانی و گرگز (۱۳۹۳) و سپاسی و عبدلی (۱۳۹۴) مبنی بر تأثیر مثبت حضور زنان در هیئت مدیره شرکت‌ها، اشتغال بیشتر زنان تحصیلکرده در سمت‌های بالای مدیریتی در صنایع کشور توصیه می‌گردد.

در خصوص تأثیر اندازه صنایع بر بهره‌وری نتایج جالبی به‌دست آمد. در آغاز، وقتی یک شرکت کوچک است، کارکنان با مهارت بالا ستون فقرات آن هستند و آنها به یک محیط کار دوستانه نیاز دارند. در این شرایط مدیران اجرایی و کارکنان تولیدی متخصص و آموزش دیده به پیشرفت تولید کمک بیشتری می‌کنند. سپس، وقتی یک شرکت دارای تعداد کارکنان و تولید بیشتری می‌شود، باید توجه بیشتری به برابری جنسیتی در کارکنان ساده و کم مهارت داشته باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

این یافته با نتایج مطالعه وو و چنگ[1] (۲۰۱۶) در مورد تأثیر برابری جنسیتی بر بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای شیلی مطابقت دارد. در واقع با بزرگتر شدن شرکت و رشد و بلوغ آن، برابری جنسیتی بیشتر در بین کارکنان کم مهارت و ایجاد محیط کاری مساوی و دوستانه در بین آنان، کمک زیادی به رشد پایدار تولید می‌کند. لذا کارکنان عادی، به جای نخبگان، تعیین کننده اصلی رشد و توسعه یک شرکت بزرگ هستند.

نتایج نشان داد که زنان در قسمت بالای توزیع اشتغال، تأثیر مثبت بر بهره‌وری دارند. از این نظر، نتایج این مطالعه با یافته‌های تسو و یانگ[2] (۲۰۱۹) در مورد صنایع کارخانه‌ای چین همخوانی دارد. نتایج آنها نشان می‌دهد که با افزایش شدت اشتغال زنان در صنایع، تأثیر مثبت زنان بر بهره‌وری افزایش می‌یابد.

نتایج نشان داد که افزایش سهم اشتغال زنان در صنایع سبک بهره‌وری را افزایش می‌دهد. یافته‌های کادری[3] (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که زنان و مردان از نظر فیزیکی و بیولوژیکی تفاوت داشته و معمولاً کارهای سبک به زنان و مشاغلی که از نظر جسمی پرمشقت هستند، به مردان محول می‌شوند. با توجه به نتایج ما مبنی بر تأثیر مثبت زنان بر بهره‌وری در صنایع سبک، اشتغال زنان متناسب با ویژگی‌های خاص شرکت و اجرای برنامه‌های آموزشی و مهارت‌افزایی در مشاغل مرتبط با مهارت آنان، می‌تواند مزایای قابل توجهی را برای شرکت‌ها به همراه داشته باشد.

همچنین نتایج دلالت بر این دارد که افزایش سهم اشتغال زنان در بخش اداری-مالی بهره‌وری را افزایش می‌دهد. این یافته با ادبیات جدید در مورد رهبری زنان از جمله اسمیت و همکاران (۲۰۰۶) و تاهر و همکاران (۲۰۲۱) مطابقت داشته که اظهار می‌دارد، تنوع جنسیتی در سمت‌های بالا، برای موفقیت شرکت اهمیت ویژه‌ای دارد. با در نظر گرفتن این فرض که کارکنان هم جنس ارتباط بهتری با همدیگر دارند، مدیران زن و مدیران بخش اداری-مالی در ارزیابی مهارت‌های کارکنان هم جنس خود تواناتر بوده و اطلاعات مرتبط با بهره‌وری کارگران زن را بهتر پردازش

1. Wu & Cheng
2. Tsou & Yang
3. Zetkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

می‌کنند. لذا، با توجه به سهم نسبتاً کم ۲۲ درصدی میانگین زنان در بخش اداری-مالی بخش صنعت، سیاست افزایش نسبت تعداد مدیران و کارکنان دارای سمت در بخش اداری-مالی شرکت می‌تواند تبعیض آماری اشتغال را معکوس کرده و تخصیص بهتر استعدادهای زنان به شغل مرتبط با مهارت آنان را موجب گردد. علاوه بر این، می‌تواند دستمزد زنان را متناسب با بهره‌وری واقعی آنها افزایش دهد.

منابع

بیابانی، س. و م. گرکز (۱۳۹۳). «بررسی رابطه بین حضور مدیران زن در هیات مدیره با عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۳(۱۲)، صص ۶۳-۷۴.

بیدار بخت نیا، نازنین و علیرضا جرجرزاده (۱۳۹۸). «بررسی عوامل مؤثر بر تبعیض جنسیتی دستمزد در ایران». *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۴(۲)، صص ۳۰۱-۲۸۵.

سپاسی، سحر و لیلا عبدلی (۱۳۹۵). «تأثیرات حضور زنان در هیات مدیره بر ارزش شرکت و عملکرد مالی». *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)*، ۸(۲)، صص ۵۸-۳۹.

زیبدی، حیدر؛ امامی، محمدی کریم وفرهاد غفاری (۱۴۰۰). شکاف جنسیتی دستمزد و پویایی‌های آن در بازار کار ایران. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۸(۳)، صص۱۱۲-۸۵.

نوروزی، لادن (۱۳۸۳). «تفاوت‌های جنسیتی در ساختار شغلی». *پژوهش زنان*، ۲ (۱)، صص ۱۷۸-۱۶۵.

Becker G. (1971). *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press.

Chen Z., Ge Y., Lai H. and C. Wan (2013). "Globalization and Gender Wage Inequality in China". *World Development*, No. 44, pp. 256-266.

Christiansen L.E., Lin H., Pereira M.J., Topalova P. and R. Turk (2016). *Gender diversity in senior positions and firm performance: Evidence from Europe*. International Monetary Fund.

Cortes P. and J. Pan (2018). *Occupation and gender*. The Oxford handbook of women and the economy, pp. 425-452.

Dong X.Y. and L. Zhang (2009). "Economic Transition and Gender differentials in Wages and Productivity: Evidence from Chinese manufacturing Enterprises". *Journal of Development Economics*, 88(1), pp. 144-156.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]

Flabbi L., Macis M., Moro A. and F. Schivardi (2019). "Do Female Executives make a difference? The Impact of Female Leadership on Gender Gaps and firm performance". *The Economic Journal*, 129(622), pp. 2390-2423.

Gottschalk S. and M. Niefert (2013). "Gender differences in Business Success of German start-up firms". *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 18(1), pp. 15-46.

Haltiwanger J.C., Lane J.I. and J. Spletzer (1999). "Productivity differences across Employers: The Roles of Employer size, age, and human capital". *American Economic Review*, 89(2), pp.94-98.

Katheri A. and M. Rezq (2015). The Productivity Contrast between Genders at work (Doctoral dissertation, The British University in Dubai (BUiD)).

Levinsohn J. and A. Petrin (2003). "Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables". *The review of economic studies*, 70(2), pp. 317-341.

Li J. and B. Lin (2017). "Ecological total-factor Energy Efficiency of China's heavy and light Industries: which Performs better?". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, No. 72, pp. 83-94.

Lordan G. and J.S. Pischke (2016). *Does Rosie like riveting? Male and female occupational choices* (No. w22495). National Bureau of Economic Research.

Marschak J. and W.H. Andrews (1944). "Random Simultaneous Equations and the theory of Production. Econometrica", *Journal of the Econometric Society*, pp.143-205.

Smith N., Smith V. and M. Verner (2006). "Do Women in top management affect firm performance? A panel study of 2,500 Danish firms". *International Journal of productivity and Performance management*.

Tahir S.H., Ullah M.R., Ahmad G., Syed N. and A. Qadir (2021). "Women in top management: Performance of firms and open innovation". *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 7(1), p. 87.

Tsou M.W. and C.H. Yang (2019). "Does Gender Structure affect firm Productivity? Evidence from China". *China Economic Review*, No. 55, pp. 19-36.

Mincer J. and S. Polachek (1974). "Family Investments in human Capital: Earnings of women". *Journal of political Economy*, 82(2, Part 2), S76-S108.

Olley G.S. and A.A. Pakes (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry". *Econometrica*, 64(6), pp. 263-97.

Petrin A., Poi B.P. and J. Levinsohn (2004). Production Function Estimation in Stata using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), pp. 113-123.

Wu R. and X. Cheng (2016). "Gender Equality in the Workplace: the effect of Gender Equality on Productivity Growth among the Chilean manufacturers". *The Journal of Developing Areas*, pp. 257-274.

[Downloaded from qjerp.ir on 2022-10-17]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.102.79]