The Effect of Labor Market Contract Type on Productivity Growth of Iran's Manufacturing Industries

Ahmad Lotfi[1] | Lotfiahmad@pnu.ac.ir
Farhad khodadad Kashi[2] | khodadad@pnu.ac.ir
Siavash Jani[3] | s.jani@pnu.ac.ir

Received: 05/03/2022 | Accepted: 18/05/2022

Abstract The purpose of this article is to identify the effect of the type of labor market contract on the productivity growth of total factor productivity (TFP) in Iran's manufacturing industries. For this purpose, using panel data to avoid the problem of simultaneity in the production function, productivity was measured by Levinsohn and Petrin's semi-parametric methods. Then, by using the skill intensity index, industries were divided into skilled and unskilled sections. In evaluating the impact of labor market contract type on productivity growth in skilled and unskilled sectors, the effect of two Schumpeterian growth variables on productivity growth of the leadership industry and the productivity gap between each industry and the leading industry was also estimated. The results indicate that, first, temporary employment (TE) has a negative effect on productivity growth, but is more harmful in the skilled sectors; second, the positive impact of the relative productivity gap and the productivity growth of the leadership industry is consistent with the Schumpeterian growth literature.

Keywords: Productivity, Levinsohn & Petrin Approach, Labor Market Contract, Skill Intensity Index, Leader Industries.

JEL Classification: D22, J24, J41, D24.

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran, (Corresponding Author).
3. Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 27 | No. 1 | Spring 2022 | PP 127-154 | doi 10.52547/jpbud.27.1.127 | ISSN: 2251-9092

ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران

احمد لطفی | Lotfiahmad@pnu.ac.ir
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

فرهاد خداداد کاشی | khodadad@pnu.ac.ir
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

سیاوش جانی | s.jani@pnu.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۴ | پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۲۸

چکیده: هدف پژوهش حاضر شناخت تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. برای این منظور، ضمن استفاده از داده‌های تابلویی، به منظور اجتناب از مشکل همزمانی در تابع تولید، بهره‌وری به روش نیمه‌پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شد. سپس، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو بخش ماهر و غیرماهر تفکیک گردید. در ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری در بخش‌های ماهر و غیرماهر، تاثیر دو متغیر شومپیتری رشد بهره‌وری صنعت رهبر و شکاف بهره‌وری بین هر صنعت و صنعت رهبر نیز تخمین زده شد. نتایج دلالت بر این دارد که اولاً، اشتغال موقت تاثیر منفی بر رشد بهره‌وری دارد، اما در بخش‌های ماهر آسیب‌رسان‌تر است. ثانیاً، تاثیر مثبت شکاف بهره‌وری نسبی و رشد بهره‌وری صنعت رهبر با ادبیات رشد شومپیتری سازگار است.

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری، رویکرد لوینسون و پترین، قرارداد بازار کار، شاخص شدت مهارت، صنایع رهبر.

طبقه‌بندی JEL: D22, J24, J41, D24.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.27.1.127
سال بیست و هفتم | شماره ۱ | بهار ۱۴۰۱ | ص ص ۱۵۴-۱۲۷

مقدمه

امروزه افزایش بهره‌وری به عنوان یک ضرورت برای ارتقای سطح تولید و رفاه بیش‌تر مطرح می‌شود و دستیابی به رشد اقتصادی از طریق ارتقای بهره‌وری از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورها به‌شمار می‌آید. در بسیاری از کشورهایی که در سال‌های اخیر رشد اقتصادی بالایی را تجربه کرده‌اند، بهره‌وری نقش بسزایی داشته است. برای مثال، اقتصاد چین طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳ به‌طور متوسط نرخ رشدی برابر با ۸/۷ درصد داشته که ۳۶ درصد آن از محل رشد بهره‌وری به‌دست آمده است و در مورد اقتصاد هند نیز متوسط رشد اقتصادی طی همان دوره برابر با ۵/۲ درصد بوده که ۳۰ درصد آن از محل رشد بهره‌وری حاصل شده است (APO Productivity Databook, 2015). آمار برآوردی در رابطه با ایران حاکی از آن است که در همان دوره زمانی، متوسط رشد اقتصادی برابر با ۳/۵ درصد بوده که سهم بهره‌وری در آن فقط یک درصد بوده است (APO Productivity Databook, 2015). قابل‌ذکر است که متوسط نرخ رشد سالیانه بهره‌وری نیروی کار نیز در فاصله زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ برای کشور چین معادل ۸/۳ درصد و برای ایران ۲/۲ درصد بوده و فقط سه کشور در آسیا شرایطی بدتر از ایران داشته‌اند (APO Productivity Databook, 2015). بسیاری از کارشناسان بر این باورند که حلقه مفقودهٔ اقتصاد ایران پیش از آن‌که سرمایه یا منابع طبیعی باشد، پایین بودن سطح بهره‌وری است. به همین دلیل، سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد اقتصادی، در راستای همسو شدن با سیاست‌های اقتصاد مقاومتی در سند چشم‌انداز بیست‌ساله نظام، بیش از یک‌سوم هدفگذاری شده است. همچنین، تعداد ۹ بند از سیاست‌های کلی نظام که در اقتصاد مقاومتی با بهره‌وری ارتباط تنگاتنگی دارد، به تبیین «برنامه جامع بهره‌وری کشور» و نقش و جایگاه بهره‌وری در برنامه ششم توسعه اختصاص دارد.[1]

از این‌رو، شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری و سیاستگذاری در این زمینه حائز اهمیت است. در مطالعات انجام‌شده در این حوزه تاثیر عواملی چون تحقیق‌وتوسعه، سرمایه انسانی، و آموزش بر بهره‌وری مورد بررسی قرار گرفته است (Haltiwanger *et al*., 1999; Khodadad Kashi *et al*., 2012; Amini *et al*., 2018). در این پژوهش سعی می‌شود تاثیر نحوه تعامل کارگران با شرکت مورد بررسی قرار گیرد. در این خصوص گیشتر و فالک (۲۰۰۲) معتقدند که شرایط کار عنصری کلیدی است که بر تمایل کارگران برای مشارکت در بهبود فرایند بهره‌وری تاثیر می‌گذارد و چشم‌انداز یک رابطه کوتاه‌مدت بین کارگر و کارفرما، این تمایل را کاهش می‌دهد. این در حالی است که انتظار می‌رود کارگران در فعالیت‌هایی که بازدهی بالا و طولانی‌مدت نصیب آن‌ها می‌گردد، انگیزهٔ بیش‌تری برای

1. https://rc.majlis.ir/fa/law/search?lu_approve_reference=lar1

تلاش و مشارکت در ارتقای تولید شرکت داشته باشند. از سوی دیگر، قراردادهای موقت به این دلیل ممکن است بر بهره‌وری نیروی کار اثر مثبت بگذارد که اشتغال فرد مناسب را در لحظه مناسب تسهیل می‌کند، غربال‌گری کارامدتری برای انتخاب کارگرانِ بهتر است، و کارگران را تشویق می‌کند که تلاش بیش‌تری برای تمدید قرارداد یا تبدیل به قرارداد دائم انجام دهند. در مجموع، اثر استفاده از قراردادهای موقت بر بهره‌وری روشن نیست و بررسی این مسئله که نوع قرارداد بازار کار و استفاده از شاغلان موقت در فعالیت‌های صنعتی تا چه اندازه می‌تواند بر بهره‌وری بنگاه‌ها موثر باشد، حائز اهمیت است.

هدف پژوهش حاضر ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد 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 ده‌نفر کارکن مرکز آمار ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ استفاده شده است. برخلاف این پژوهش، تعدادی از مطالعات گذشته بدون حل مشکل همزمانی، تابع تولید را به روش‌های اقتصادسنجی از جمله حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت برآورد نموده‌اند (Yadollahzadeh Tabari Khoshabi, 2011; Fetros *et al.*, 2012; Mehregan Soltani Sehat, 2014 و خاکسار، ۱۳۸۰؛ زراءنژاد و انصاری، ۱۳۸۶؛ امینی و مصلی، ۱۳۸۷). روش حداقل مربعات معمولی، مسئله همزمانی را نادیده می‌گیرد. روش اثرات ثابت نیز بر این فرض استوار است که شوک بهره‌وری در طول زمان ثابت است، در حالی که این فرض در واقعیت کم‌تر اتفاق می‌افتد. استفاده از روش لوینسون و پترین برای اندازه‌گیری بهره‌وری، ما را قادر می‌سازد که با در نظرگرفتن مشکل همزمانی در تابع تولید، شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده را کنترل کنیم و ضرایب بدون تورش و سازگاری را از تابع تولید برآورد نماییم.

تاکنون در خصوص تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری در کشور ایران مطالعه‌ای صورت نگرفته است. نزدیک‌ترین مطالعات انجام‌یافته به پژوهش حاضر در داخل کشور، تاثیر انعطاف‌پذیری نیروی کار را بر نوآوری یا رقابت‌پذیری در صنایع مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند (Arbabiyan Mirzaei, 2011 و رنانی و همکاران، ۱۳۸۷).

علاوه بر اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین، پژوهش حاضر دو سهم در ادبیات مربوط به بهره‌وری در ایران ایجاد کرده است: اولاً، از آمار شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) موجود در صنایع کارخانه‌ای ایران به عنوان معیاری از شاغلان موقتی استفاده شده است. ثانیاً، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر تقسیم‌بندی شده و تاثیر اشتغال

موقت بر رشد بهره‌وری در هر یک از دو گروه صنایع مورد ارزیابی قرار گرفته است. ایده دیگر در این مطالعه، استفاده از متغیر کنترلی شکاف بهره‌وری هر بنگاه نسبت به بنگاه رهبر بر اساس ادبیات رشد شومپیتری است.

بنابراین، در این پژوهش به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که آیا نوع قرارداد بازار کار و اشتغال موقت کارکنان بر بهره‌وری صنایع ایران اثر معناداری دارد یا خیر، و نحوهٔ تاثیرگذاری آن در صنایع ماهر و غیرماهر چگونه است؟

در ادامه، به ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش اشاره می‌گردد. بخش سوم، به معرفی الگوی پژوهش اختصاص دارد. در این بخش، ابتدا روش لوینسون و پترین به عنوان یکی از معتبرترین روش‌های اندازه‌گیری بهره‌وری (Van Beveren, 2012) معرفی می‌گردد. سپس مدل تاثیر قرارداد موقتی نیروی کار 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 مدل اقتصادسنجی مربوط به قرارداد موقتی نیروی کار و بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران، مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، در بخش پنجم به تفسیر نتایج اشاره می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بهره‌وری به عنوان نسبت تولید به نهاده(ها) تعریف می‌شود. بهره‌وری را می‌توان با توجه به یک نهاده یا ترکیبی از نهاده‌ها اندازه‌گیری کرد. بهره‌وری جزئی یا تک‌عاملی، نسبت تولید (ارزش‌افزوده) به مقدار عامل تولیدی است که بهره‌وری برای آن تخمین زده می‌شود و بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)[1]، به عنوان نسبت تولید به مجموع وزنی نهاده‌های مورد استفاده در فرایند تولید تعریف می‌شود. منظور از بهره‌وری در پژوهش حاضر، بهره‌وری کل عوامل تولید است.

اندازه‌گیری بهره‌وری به صورت پارامتریک، به‌ویژه بر اساس تابع تولید، نیاز به تخمین اقتصادسنجی دارد. تخمین اقتصادسنجی تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، مبتنی بر فروضی از جمله استقلال متغیرهای توضیحی و جزء اخلال است. در حالی که عملاً ممکن است این‌طور نباشد و با ایجاد مسئله تورش همزمانی، تخمین دچار مشکل شود. همزمانی به این دلیل به‌وجود می‌آید که بهره‌وری توسط شرکت‌های بیشینه‌کننده سود (اما نه توسط پژوهشگر) زودتر مشاهده می‌شود که بر سطوح نهاده آن‌ها اثر می‌گذارد (Marschak Andrews, 1944). بنابراین، به این دلیل که برآورد

1. Total Factor Productivity

توابع تولید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، شوک‌های بهره‌وری مشاهده‌نشده را در نظر نمی‌گیرد، به تخمین پارامترهای تورش‌دار منجر می‌شود. روش‌های اولی ـ پیکس (۱۹۹۲)، و لوینسون و پترین (۲۰۰۳) دو روش ناپارامتریک اندازه‌گیری بهره‌وری در خصوص رفع مشکل همزمانی هستند.

OP روشی نیمه‌پارامتریک است که با جایگزینی متغیر سرمایه‌گذاری به‌جای بهره‌وری مشاهده‌نشده شرکت، بخشی از خطا را که با نهاده‌ها مرتبط است کنترل می‌کند و مشکل همزمانی را در تابع تولید رفع می‌سازد. به دلایلی که در بخش الگوی پژوهش بیان می‌گردد، انتخاب متغیر جایگزین سرمایه‌گذاری، توسط لوینسون و پترین مورد انتقاد قرار گرفت. LP روش نیمه‌پارامتریک دیگری است که با معرفی متغیر نهاده واسطه به عنوان جایگزین بهره‌وری مشاهده‌نشده، سعی می‌کند مشکل همزمانی را در تابع تولید رفع سازد. روش آن‌ها شباهت زیادی به روش OP دارد. در صورتی که شوک‌های بهره‌وری تا حدی پایدار باشند، روش‌های نیمه‌پارامتریک OP و LP مطمئن‌ترین روش برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری هستند.

بحث بیشتر در خصوص مدل لوینسون و پترین را به بخش معرفی الگوی تخمین موکول می‌کنیم و در ادامهٔ این بخش ادبیات مربوط به کانال‌های تاثیرگذار قراردادهای موقتی و دائمی بازار کار بر بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ادبیات بازار کار، قراردادهای موقتی یا دائمی از طریق کانال‌های ذیل بر بهره‌وری تاثیر می‌گذارند که در ادامه به آن می‌پردازیم:

- اشتغال موقت و انعطاف‌پذیری: شرکت‌ها تمایل دارند که نهاده‌هایشان را متناسب با نوسانات تقاضا تعدیل نمایند. تقاضا برای اشتغال موقت می‌تواند تحت تاثیر نوسانات تقاضای محصول قرار گیرد. افزایش بی‌ثباتی در تقاضای محصول، استفاده کارفرما از قراردادهای موقتی اشتغال را افزایش می‌دهد تا در شرایط رکود اقتصادی، که تقاضا برای محصول کاهش می‌یابد، بنگاه با اخراج نیروی کار هزینه‌های خود را کاهش دهد. در این شرایط، تعدیل نیروی کار باعث افزایش بهره‌وری نیز می‌گردد.

- اشتغال موقت و غربال‌گری: یکی دیگر از جنبه‌های مهم قراردادهای موقتی این واقعیت است که می‌توان با غربال‌گری، کارگران جدید را جایگزین کارگران قبلی نمود. استفاده از قراردادهای موقتی برای غربال‌گری کارکنان جدید بالقوه، بهره‌وری را از دو طریق تحت تاثیر قرار می‌دهد. اولاً، اگرچه ثبات شغلی کم، رضایت شغلی کم‌تر یا دستمزد پایین‌تر کارکنان موقتی در مقایسه با کارکنان با قرارداد دائمی باعث کاهش انگیزه و کاهش بهره‌وری آن‌ها می‌گردد، نیروی کار موقت در طول دوره آزمایشی انگیزه دارد تلاش خود را افزایش دهد تا کارفرما به او پیشنهاد قرارداد دائمی بدهد. افزایش

تلاش، بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد. ثانیاً، در صورتی که از کارکنانِ دارای قرارداد موقتی به عنوان جایگزینی برای نیروی کار اصلی (دائمی) استفاده گردد، با کاهش اعتماد به تعهد شرکت، انگیزهٔ نیروی کار دائمی، و در نتیجه، بهره‌وری او کاهش می‌یابد.

- اشتغال موقت و سرمایه انسانی: افزایش قراردادهای موقت احتمال سرمایه‌گذاری را در آموزش‌های تخصصی شرکت کاهش می‌دهد. کارگران با قراردادهای موقت معمولاً در شرکت‌هایی استخدام می‌شوند که آموزشِ ضمن خدمت کم‌تری دارند. فقدان آموزش به معنای سطوح پایین کسب مهارت است و اگر سرمایه انسانی تخصصی در شغل مهم‌تر از سرمایه انسانی عمومی باشد، بر بهره‌وری نیروی کار تاثیر می‌گذارد.

- اشتغال موقت و دستمزد: اگرچه انتظار بر این است که کارگران اشتغال موقت با توجه به این‌که خطر بیش‌تری را در خصوص بیکار شدن متحمل می‌شوند، دارای دستمزد بیش‌تری از کارگران غیرموقتی باشند، اما در عمل حتی دریافت کم‌تری از کارگران دائمی دارند. این موضوع نارضایتی شاغلان موقتی را افزایش می‌دهد و ممکن است افزایش اشتغال موقت اثر منفی بر بهره‌وری داشته باشد (McGinnity *et al*., 2005).

- اشتغال موقت، اعتماد و تعهد: اگرچه قرارداد موقتی با ایجاد ترس از دست دادن شغل در میان کارکنان، غیبت کاری آن‌ها را کاهش می‌دهد و از مشارکت آن‌ها در منازعات شغلی می‌کاهد، اما شیوه‌های مدیریت منابع انسانی مبتنی بر روابط کاری طولانی‌مدت نوعی سرمایه‌گذاری در اعتماد و تعهد بین کارکنان و کارفرمایان است و می‌تواند به رشد بهره‌وری کمک کند. قراردادهای موقت به این دلیل که چالش فراوانی را به‌وجود می‌آورد و نیروی کار را با احساس نبود امنیت شغلی، یأس و نومیدی و ناتوانی در برنامه‌ریزی برای آینده مواجه می‌کند، می‌تواند بهره‌وری را کاهش دهد.

- اثرات سرریز شاغلان موقتی بر شاغلان دائمی: ممکن است استدلال شود که قرارداد موقت به عنوان یک تهدید برای شاغلان دائمی است و باعث افزایش بهره‌وری آن‌ها می‌گردد. این در حالی است که تعداد زیاد نیروی کار موقتی در شرکت بر تعهد شاغلان دائمی اثر منفی می‌گذارد و انگیزهٔ جابه‌جایی آن‌ها را افزایش می‌دهد و در عین حال روابط میان کارکنان را بدتر می‌کند. بنابراین، احتمالاً اثرات سرریز نیروی کار موقتی بر کارکنان دائمی، بهره‌وری شرکت را کاهش می‌دهد.

- اشتغال موقت و انحراف فعالیت‌های اقتصادی: سطوح بالای قراردادهای موقت می‌تواند باعث تغییر فعالیت‌های اقتصادی در میان بخش‌های مختلف گردد. فعالیت‌هایی که بیش‌ترین سود را از اشتغال موقت می‌برند، معمولاً متعلق به بخش‌هایی با بهره‌وری کم (کشاورزی، ساخت‌وساز، و هتلداری)

هستند. به همین دلیل، بخش‌هایی که قراردادهای موقت را ترویج می‌کنند، می‌توانند انگیزه‌هایی برای انحراف سرمایه‌گذاری به سمت آن‌ها ایجاد کنند و مانع ظهور فعالیت‌هایی با ارزش‌افزوده بالاتر شوند. این موضوع باعث کاهش بهره‌وری در سطح کلان می‌گردد.

- اشتغال موقت و فناوری تولید: در حالی که ادبیات اقتصاد بر استفاده از نیروی کار موقت به عنوان پاسخی به نوسانات تقاضا متمرکز شده است، ادبیات مدیریت بر استانداردسازی تولید تاکید دارد (Aleksynska Berg, 2016). ساده‌سازی وظایف ناشی از فناوری به این معناست که در صورت امکان، کارها توسط کارگرانِ با مهارت کم‌تر که به آموزش کم و دوره زمانی استخدام کوتاه‌تری نیاز دارند، انجام شوند. در نتیجه، جابه‌جایی نیروی کار برای شرکت‌ها هزینهٔ کم‌تری دارد و انگیزهٔ کم‌تری برای ایجاد روابط کاری طولانی‌مدت وجود دارد. پس بهتر است در شرکت‌هایی با فناوری پایین از نیروی کار موقتی استفاده شود. از سوی دیگر، فناوری‌های پیچیده ممکن است نیاز به دانش خاص شرکت را افزایش دهد و برای صرفه‌جویی در هزینه‌های آموزشی و حفظ دانش آن‌ها، نیاز به نیروی کار موقت را کاهش دهد. علاوه بر این، ممکن است داشتن نیروی کار باثبات مزایایی داشته باشد که در آن کارگر تشویق می‌شود با مشکلات ارتباط برقرار کند و نوآوری‌ها را پیشنهاد دهد.

در مجموع می‌توان گفت تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری در سطح نظری مبهم است و ممکن است به مقدار و کاربرد آن در صنایع مختلف بستگی داشته باشد. بنابراین، به شواهد تجربی نیاز دارد. در ادامه سعی می‌شود به مهم‌ترین مطالعات انجام‌یافته در این خصوص اشاره شود.

رنانی و همکاران (۱۳۸۷)، نشان می‌دهند که در فعالیت‌های صنعتی با سطح فناوری پایین، بنگاه می‌تواند با استفاده از روش‌های استخدامی غیررسمی، رقابت‌پذیری خود را افزایش دهد. اربابیان و میرزایی (۲۰۱۱)، بیان می‌کنند که در صنایع با فناوری برتر، اثرات منفی انعطاف‌پذیری غالب است. یافته‌های یوسفی (۱۳۹۷)، نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین قراردادهایی با مدت غیرثابت و نوآوری وجود دارد، اما قراردادهای موقت و مدت معین رابطه مثبت و معناداری با شاخص‌های نوآوری ندارند.

مطالعات تجربی انجام‌یافته در خارج از کشور در مورد تاثیر قرارداد بازار کار بر بهره‌وری به‌نسبت وسیع و در عین حال دارای نتایج متفاوتی است.

نتایج برخی از مطالعات دلالت بر تاثیر مثبت اشتغال موقت بر بهره‌وری دارد. هاگن (۲۰۰۱)، با استفاده از داده‌های شرکت‌های آلمانی گزارش می‌دهد، از آن‌جا که استفاده از قراردادهای مدت معین، سرعت تعدیل نیروی کار را با تغییرات در تقاضای محصول افزایش می‌دهد، باعث افزایش بهره‌وری

نیروی کار می‌گردد. آروانیتیس (۲۰۰۵)، نیز درمی‌یابد که اگرچه کار پاره‌وقت با میانگین بهره‌وری نیروی کار در شرکت‌های سوییسی رابطه منفی دارد، اما در شرکت‌هایی با سرمایه انسانی بالا، تاثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری دارد. انگلاند و ریفان (۲۰۰۵)، با تجزیه‌وتحلیل داده‌های حاصل از نظرسنجی نیروی کار سوییس نتیجه می‌گیرند که کارگران موقت بدون افزایش حقوق بیش‌تر از کارگران دائمی اضافه‌کاری می‌کنند. دولادو و همکاران (۲۰۱۶)، با شواهدی از داده‌های صنایع کارخانه‌ای اسپانیا درمی‌یابند که کارگران موقت با انگیزه تبدیل به نیروی کار دائمی، تلاش بیش‌تری نسبت به کارگران دائمی از خود نشان می‌دهند. برایسون (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های شرکت‌های بریتانیایی درمی‌یابد که انگیزهٔ کارفرما برای استفاده از کارکنان آژانس موقت نیروی کار (TAW)[1] کاهش هزینه‌ها و افزایش سودآوری است. البته نتایج نشان می‌دهد که این موضوع بر عملکرد مالی شرکت تاثیر مثبت می‌گذارد، ولی کار فشرده و تهدید مربوط به جایگزینی نیروی کار، نارضایتی کارکنان را افزایش می‌دهد.

نتایج تعداد دیگری از مطالعات نیز دلالت بر تاثیر منفی اشتغال موقت بر عملکرد شرکت دارد. یافته‌های کلاین‌کنشت و همکاران (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که اگرچه بازار کار انعطاف‌پذیر احتمالاً بیکاری را کاهش می‌دهد و شغل ایجاد می‌کند، اما به دلیل وجود مسائلی از قبیل مخاطره اخلاقی و مشکلات تخصیص به واسطه جابه‌جایی زیاد کارکنان، موجب کاهش نوآوری و رشد بهره‌وری می‌گردد. به‌طور مشابه، بوئری و گاریبالدی (۲۰۰۷) در مدلی با شرایط نااطمینانی نشان می‌دهند که اگرچه اصلاحات بازار کار به شکل افزایش انعطاف‌پذیری نیروی کار، رشد اشتغال را در پی دارد، ولی موجب کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌گردد. اورتگا و مارکانته (۲۰۱۰)، با برآورد تابع تولیدی که در آن نیروی کار موثر به صورت نسبتی از کارگران دائمی، موقت، و خوداشتغالی است، نشان می‌دهند که در بیش‌تر بخش‌ها، افزایش قراردادهای موقت به قیمت کاهش تعداد کارگران دائمی تمام شده است. همچنین، این قراردادها در بخش‌هایی مثل صنایع کارخانه‌ای و انرژی که دارای سرمایه انسانی بالایی هستند، اثر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشته است. این پژوهش دیدگاهی را تقویت می‌کند که در آن استفاده بیش از حد از نیروی کار موقت می‌تواند مانع رشد بهره‌وری نیروی کار در شرکت‌ها شود. سترولو و همکاران (۲۰۱۹)، در رابطه بین اشتغال موقت و نوآوری محصول با تمرکز بر پنج اقتصاد بزرگ اروپایی به این نتیجه می‌رسند که اشتغال موقت با نوآوریِ محصول ضعیف‌تری همراه است و همبستگی منفی بین اشتغال موقت و نوآوری در بخش‌هایی که دانش تخصصی شرکت برای توسعه

1. Temporary Agency Workers

نوآوری‌ها حیاتی است، قوی‌تر است. سیریلو و ریچی (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به شرکت‌های مالی و غیرکشاورزی ایتالیایی به این نتیجه دست می‌یابند که اولاً، استفاده از قراردادهای موقت با کاهش بهره‌وری نیروی کار و دستمزد مرتبط است. ثانیاً، شرکت‌هایی با بهره‌وری و دستمزد پایین برای کم کردن هزینه‌های نیروی کار، در مشاغل دائمی نیز از شاغلان موقتی استفاده می‌کنند.

در کنار مطالعات فوق، تعدادی از پژوهشگران به نتایج متفاوت و غیرقطعی در مورد نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری دست یافتند. اوئر و همکاران (۲۰۰۵)، ماندگاری و مدت تصدی شغل را برای امنیت کارگران و بهره‌وری شرکت ضروری می‌دانند. با وجود این، اظهار می‌کنند که این ثبات باید با انعطاف‌پذیری نیز همراه شود و دوره تصدی طولانی‌مدت و کوتاه‌مدت تاثیرات نامطلوبی بر بهره‌وری دارند. میانگین طولانی‌مدت تصدی معمولاً با نرخ‌های اشتغال پایین‌تر همراه است و دوره کوتاه‌مدت تصدی نیز نگرانی‌های نیروی کار را افزایش می‌دهد. دامیان و پمپئی (۲۰۱۰)، در مورد تاثیر قراردادهای موقت بر بهره‌وری به نتایج متفاوتی در کشورهای مختلف اروپایی دست می‌یابند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که قراردادهای مدت معین، کار پاره‌وقت و ساعتی، سرمایه‌گذاری در کسب مهارت‌ها را کاهش می‌دهد، در حالی که قوانین حفاظت از اشتغال روابط بلندمدت، نیروی کار و شرکت را ارتقا می‌دهد و موجب افزایش بهره‌وری می‌گردد. هیرش و مولر (۲۰۱۲)، یک رابطه معکوس U- شکل بین استفاده از کارکنان آژانس موقت نیروی کار و عملکرد شرکت‌های آلمانی پیدا می‌کنند. آن‌ها استدلال می‌کنند که سهم پایین اشتغال موقت در شرکت می‌تواند نشانه‌ای از غربال‌گری کارگران جدید باشد، در حالی که سهم بالای آن می‌تواند نشانه‌ای از جایگزینی گسترده‌تر بین استخدام دائمی به موقت باشد که احتمالاً انگیزه و تعهد نیروی کار را کاهش می‌دهد. آدسی (۲۰۱۴)، اظهار می‌کند که استدلال‌های مختلف در مورد اثر قراردادهای موقت بین بخش‌های ماهر و غیرماهر به انگیزهٔ استفاده از این قراردادها توسط کارفرما بستگی دارد. اگر در بخش‌های ماهر، قراردادهای موقت به انگیزه غربال‌گری کارگران صورت گیرد، این دیدگاه انگیزه و تلاش کارگران موقت را برای کسب آموزش‌های تخصصی شرکت افزایش می‌دهد. همچنین، باعث افزایش تمایل شرکت‌ها به ارائه آموزش‌های ضمن خدمت و تخصصی می‌گردد. از سوی دیگر، اگر قراردادهای موقت به انگیزه نیروی کار ارزان‌تر بکار رود، هزینه کمبود آموزش نیروی کار و تلاش کم‌تر کارگران می‌تواند به تاثیر منفی قراردادهای موقت بر بهره‌وری منجر گردد.

معرفی الگوی پژوهش

در بخش مقدماتی پژوهش حاضر اشاره شد که اثر نوع قرارداد بازار کار 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 مشاهده‌نشده بهره‌وری همبستگی وجود داشته باشد. بنگاه‌های بیشینه‌کننده سود نسبت به شوک مثبت بهره‌وری از طریق بسط تولید واکنش نشان می‌دهند و بر اساس همین، اقدام به استخدام بیش‌تر نهاده‌ها می‌کنند و به هنگام مواجه با شوک منفی بهره‌وری، سطح تولید و میزان بکارگیری نهاده‌ها را کاهش می‌دهند. اولی و پِیکس (۱۹۹۲)، برای کنترل همزمانی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشینی برای شوک مشاهده‌نشده در بهره‌وری استفاده می‌کنند تا تخمین‌های به‌دست‌آمده سازگار باشند. در واقع، آن‌ها معتقد بودند هر بنگاه ویژگی خاص خود را دارد که قابل‌مشاهده نیست و تحت تاثیر این ویژگی خاص نسبت به تعیین تولید و بکارگیری نهاده‌ها تصمیم‌گیری می‌کند. بی‌توجهی به ویژگی خاص بنگاه، موجب تخمین ناسازگار می‌شود.

لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، در ادامهٔ اثر اولی و پِیکس (۱۹۹۲) اظهار داشتند که نهاده‌های واسطه در مقایسه با سرمایه‌گذاری جانشین مناسب‌تری برای شوک‌های بهره‌وری است. آن‌ها برای این نظر خود مزایایی را به نفع نهاده‌های واسطه و مشکلاتی را در ارتباط با سرمایه‌گذاری مطرح کردند.

اولین مزیت این است که نهاده‌های واسطه به‌طور کامل نسبت به شوک بهره‌وری واکنش نشان می‌دهند. در حالی که سرمایه‌گذاری تنها به بخش مشاهده‌ناپذیر بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. توضیح بیش‌تر این‌که اگر سرمایه نسبت به بخش پیش‌بینی‌پذیر بهره‌وری واکنش نشان داده باشد، در این صورت سرمایه‌گذاری تنها به بخش پیش‌بینی‌ناپذیر بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد و مقداری همبستگی بین رگرسورها و عبارت خطا همچنان باقی می‌ماند. ثانیاً، وقتی از سرمایه‌گذاری به عنوان جانشین شوک نهاده‌ها استفاده شود، در این صورت باید تمام بنگاه‌هایی که سرمایه‌گذاری آن‌ها صفر است، کنار گذاشته شوند. سرمایه‌گذاری به‌طور یکنواخت صورت نمی‌گیرد، بلکه در یک دوره زمانی مقادیر سرمایه‌گذاری ممکن است زیاد باشد و در دوره‌های دیگر ممکن است صفر باشد. در نتیجه، سرمایه‌گذاری نسبت به شوک بهره‌وری به‌طور یکنواخت واکنش نشان نمی‌دهد. ولی استفاده از نهاده واسطه با چنین مشکلی مواجه نیست و به صورت یکنواخت به شوک بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. ثالثاً، وقتی هزینه‌های تعدیل قابل‌توجه و مهم باشد، استفاده از نهادهٔ واسطه مناسب‌تر است، زیرا هزینه‌های تعدیل موجب می‌شود که 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 نیروی کار، موجودی سرمایه، و نهاده‌های واسطه باشد:

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

ω جزء بهره‌وری قابل‌مشاهده بنگاه (مشاهده‌نشده پژوهشگر) است. در خصوص جزء امگا، لوینسون و پترین (۲۰۰۳) اشاره می‌کنند که این جزء یک متغیر وضعیت است، پس بر میزان نهاده تاثیر می‌گذارد و همین امر به مشکل همزمانی در تخمین تابع تولید منجر می‌شود. در صورتی که برای تخمین تابع تولید از روش حداقل مربعات معمولی بدون توجه به مشکل همزمانی فوق (همبستگی شوک بهره‌وری مشاهده‌نشده و متغیرهای توضیحی) استفاده شود، تخمین‌های ناسازگاری به‌دست می‌آید.

η جزء غیرقابل مشاهده است که بر تصمیم بنگاه در انتخاب نهاده‌ها تاثیری ندارد و شوکی است که هیچ کدام از نهاده‌ها به آن پاسخ نمی‌دهد. این جزء خطای تصادفی و نشان‌دهندهٔ انحراف غیرقابل انتظار از میانگین به واسطه خطای اندازه‌گیری یا سایر شرایط خارجی است و نوفه سفید است.

معمولاً، پژوهشگران تجربی رابطه (۱) را تخمین می‌زنند و لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید را از رابطه (۲) به‌دست می‌آورند (Van Beveren, 2012):

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\omega} = y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} \quad (۲)$$

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

لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، تقاضا برای نهاده‌های واسطه را تابعی از متغیرهای وضعیت امگا (جزء بهره‌وری مشاهده‌نشده) و متغیر سرمایه فرض می‌کنند:

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

با فرض این‌که تقاضا برای نهاده‌های واسطه یک تابع فزاینده یک به یک از موجودی سرمایه و شوک مشاهده‌نشده ω باشد، می‌توان با معکوس نمودن تابع فوق، ω را برحسب دو متغیر قابل‌مشاهده بیان کرد:

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

با در نظرگرفتن ارزش‌افزوده به عنوان متغیر وابسته و با علم به این‌که ارزش‌افزوده از مابه‌التفاوت

ارزش تولید و ارزش نهاده واسطه به‌دست می‌آید و همچنین با تفکیک نیروی کار به نیروی کار غیرماهر و ماهر، می‌توان رابطه (۱) را به صورت رابطه (۵) بازنویسی کرد:

$$v_{it} = \beta_0 + \beta_u l^u_{it} + \beta_s l^s_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it} + \square_{it} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، جایگذاری $\emptyset(k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it}$ را انجام می‌دهیم. بنابراین رابطه (۵) را به صورت رابطه (۶) بازنویسی می‌کنیم:

$$v_{it} = \beta_u l^u_{it} + \beta_s l^s_{it} + \emptyset(k_{it}, m_{it}) + \square_{it} \qquad (۶)$$

لوینسون و پترین (۲۰۰۳)، ضرایب تابع تولید را طی دو مرحله به صورت ذیل برآورد می‌کنند:

در مرحله اول، برای به‌دست آوردن ضرایب نیروی کار می‌توان از روش رابینسون (۱۹۹۸) بهره برد. با گرفتن امید ریاضی رابطه (۶) مشروط بر m و k داریم:

$$E[v_t|k_t, m_t] = E[l^u_t|k_t, m_t]\beta_u + E[l^s_t|k_t, m_t]\beta_s + \emptyset(k_t, m_t) \qquad (۷)$$

از دو رابطه قبل، خالص تاثیر ارزش‌افزوده از نیروی کار به‌دست می‌آید:

$$v_t - E[v_t|k_t, m_t] = (l^u_t - E[l^u_t|k_t, m_t])\beta_u + (l^s_t - E[l^s_t|k_t, m_t])\beta_s + \square_t \qquad (۸)$$

از رابطه (۸) می‌توان دریافت که:

یک تخمین OLS بدون عرض از مبدأ $v_t - E[v_t|k_t, m_t]$ روی عبارت‌های $(l^u_t - E[l^u_t|k_t, m_t])$ و $(l^s_t - E[l^s_t|k_t, m_t])$ تخمین سازگاری را از پارامتر متغیرهای نیروی کار غیرماهر و ماهر به‌دست می‌آورد. η

با ارائه توضیحات بیش‌تر، برآورد ضرایب مرحله اول به شرح ذیل صورت می‌گیرد:

۱- با رگرسیون v روی m و k برآوردی از $E(v|m, k)$ (امید ریاضی v به شرط m, k) به‌دست آورده می‌شود و $v - E(v|m, k)$ محاسبه و $v(m, k)$ نامگذاری می‌گردد.

۲- با رگرسیون l^u روی m و k برآوردی از $E(l^u|m, k)$ به‌دست می‌آید و $l^u - E(l|m, k)$ محاسبه و x_1 نامگذاری می‌شود.

۳- با رگرسیون l^s روی m و k برآوردی از $E(l^s|m, k)$ به‌دست می‌آید و $l^s - E(l|m, k)$ محاسبه و x_2 نامگذاری می‌شود.

یک مدل OLS بدون عرض از مبدأ $v(m, k)$ روی x_1 و x_2 انجام می‌شود. ضرایب به‌دست‌آمده، ضرایب نیروی کار غیرماهر و ماهر در تابع تولید است. در این‌جا مرحله اول تخمین به پایان می‌رسد. η

در مرحله دوم کافی است که ضریب موجودی سرمایه برآورد گردد (در حالتی که متغیر وابسته تولید باشد، نیاز به برآورد پارامترهای موجودی سرمایه و نهاده‌های واسطه است). مراحل زیر، روش

برآورد ضریب موجودی سرمایه را نشان می‌دهد:

۱- با استفاده از ضرایب برآوردشده نیروی کار غیرماهر و ماهر در مرحله اول، $\emptyset(m.k)$ به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\emptyset(m.k) = v - \beta_u l^u - \beta_s l^s \qquad (۹)$$

۲- مقداری کاندید (جایگزین) 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 تاثیر 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 ... است و به دو بخش تجزیه می‌شود:

$$\omega_{it} = E\left[\omega_{it}\middle|\omega_{it-1}\right] + \xi_{it} \qquad (۱۰)$$

ξ_t نوفه سفید است و میانگین آن صفر است.

برای به‌دست آوردن امید ریاضی 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 می‌آوریم و آن را A نامگذاری می‌کنیم.

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

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

همچنین یک تقریب سازگار برای $E[\omega_{it}|\omega_{it-1}]$ که $E[\omega_{it}|\widehat{\omega_{it-1}}]$ نامیده می‌شود، می‌تواند با استفاده از مدل (۱۱) حاصل شود:

$$\hat{\omega} = \gamma_0 + \gamma_1 \omega_{t-1} + \gamma_2 \omega_{t-1}^2 + \gamma_3 \omega_{t-1}^3 + \xi_{it} \qquad (۱۱)$$

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

$$\widehat{\xi_{it} + \eta_{it}} = v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^u - \widehat{\beta_s} l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\widehat{\omega_{it}|\omega_{it-1}}] \qquad (۱۲)$$

در نهایت، ضریب β_k با حداقل کردن تابع هدف (۱۳) به‌دست می‌آید:

$$\min \sum (v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^u - \widehat{\beta_s} l_{it}^s - \beta_k^* k - E[\widehat{\omega_{it}|\omega_{it-1}}])^2 \qquad (۱۳)$$

ضریب $\widehat{\beta_k}$ از β_k به کمک دستور levpet در نرم‌افزار STATA با حداقل کردن تابع هدف فوق و با استفاده از تکنیک نیمه‌پارامتریک رایانه‌ای بوت‌استرپ[1] قابل‌برآورد است (Petrin *et al.*, 2004).

1. Bootstrap

در نهایت، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین به صورت رابطه (۱۴) محاسبه می‌گردد:

$$\ln TFP = v_{it} - \widehat{\beta_u} l_{it}^{u} - \widehat{\beta_s} l_{it}^{s} - \widehat{\beta_k} k_{it} \qquad (۱۴)$$

در ادامه، به پیروی از باسانینی و ون (۲۰۰۷؛ ۲۰۰۸)، لیزی (۲۰۱۳)، و لیزی و مالو (۲۰۱۷) و ایجاد تغییراتی در مدل آن‌ها، مدل مورد استفاده در این پژوهش برای ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد. ما شاغلان شرکت را شامل شاغلان موقتی (TE)[1] و شاغلان دائمی (PE)[2] در نظر می‌گیریم. علاوه بر این، صنایع مختلف را به دو گروه صنایع ماهر (S) و صنایع غیرماهر (US) تقسیم‌بندی می‌کنیم و بررسی می‌کنیم که آیا تاثیر نوع قرارداد بازار کار در صنایع ماهر و غیرماهر متفاوت هست یا خیر. پس فرضیه ذیل را مورد آزمون قرار می‌دهیم:

تفاوت رشد بهره‌وری در بین صنایع ماهر و غیرماهر تابعی از سهم شاغلان موقتی صنایع است:

$$\overline{\Delta \ln TFP_t^{S}} - \overline{\Delta \ln TFP_t^{US}} = f(TE_{it}) \qquad (۱۵)$$

$\overline{\Delta \ln TFP_t^{S}}$ و $\overline{\Delta \ln TFP_t^{US}}$ به‌ترتیب میانگین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع ماهر و غیرماهر در سال t است. TE_{it} سهم شاغلان موقتی صنعت i در سال t است.

در عمل، برای تقسیم صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر، ابتدا میانگین سهم کارکنان ماهر هر صنعت را در طی سال‌های مختلف محاسبه می‌کنیم و آن را به عنوان شاخص شدت مهارت آن صنعت ($SSII_i$)[3] در نظر می‌گیریم. سپس، میانگین سهم کارکنان ماهر کل صنایع را در طی سال‌های مختلف به‌دست می‌آوریم و صنایع با شدت مهارت بالاتر از میانگین را به عنوان صنایع ماهر و صنایع با شدت مهارت کم‌تر از میانگین را به عنوان صنایع غیرماهر به صورت رابطه (۱۶) در نظر می‌گیریم (Haskel Slaughter, 2002):

$$SSII_i = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad SSI_i > \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I} SSI_i \quad \Rightarrow \quad \text{صنعت ماهر} \\ & \text{for each} \quad i = 1,2,\dots i \\ 0 & \text{if} \quad SSI_i < \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I} SSI_i \quad \Rightarrow \quad \text{صنعت غیرماهر} \end{cases} \qquad (۱۶)$$

داده‌های ما نشان می‌دهد که از مجموع ۱۱۲ صنعت با کد ISIC چهاررقمی مورد استفاده در این پژوهش، تعداد ۵۴ صنعت در گروه صنایع ماهر و تعداد ۵۸ صنعت در گروه صنایع غیرماهر

1. Temporary Employment
2. Permanent Employment
3. Skill Intensity Index

طبقه‌بندی شده‌اند.

بر اساس نظریه رشد شومپیتر (Griffith *et al*., 2009)، شکاف با وقفه بهره‌وری هر صنعت و صنعت رهبر[1] را به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل می‌کنیم. در هر بخش، صنعت رهبر صنعتی است که بالاترین بهره‌وری را در یک سال مشخص دارد.

بنابراین، مدل تجربی رابطه نرخ رشد بهره‌وری و نوع قرارداد استخدامی به صورت رابطه (۱۷) در نظرگرفته می‌شود:

(۱۷)

$$\Delta LnTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta LnTFP_{it}^{L} + \beta_2 Ln\left(\frac{TFP_{it-1}^{L}}{TFP_{it-1}}\right) + \beta_3 TE_{it} + \beta_4 (SSII_i . TE_{it}) + \beta_5 H_{it} + \beta_6 EI_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\Delta LnTFP$ نرخ رشد بهره‌وری، $\frac{TFP}{TFP^{L}}$ شکاف بهره‌وری نسبی صنایع و صنعت رهبر، $\Delta LnTFP^{L}$ رشد بهره‌وری صنعت رهبر، TE سهم اشتغال موقتی کارکنان، H شاخص سرمایه انسانی، و EI شدت انرژی است.

معرفی داده‌ها و تجزیه‌وتحلیل نتایج

با توجه به وجود داده‌های آماری متغیرها، دوره زمانی مورد نظر در این پژوهش ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است. به منظور انجام پژوهش حاضر از اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده‌نفر کارکن و بیش‌تر به تفکیک طبقه‌بندی ISIC در سطح کدهای چهاررقمی مرکز آمار ایران[2] استفاده شده است. به دلیل نبود آمار و اطلاعات، از میان ۱۲۲ کد، تعداد ده کد حذف گردید. در مجموع برای هر متغیر حدود ۱۲۳۲ مشاهده در دسترس است. همچنین، ارزش واقعی متغیرها بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ محاسبه شده است. نحوه محاسبه متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر به این شرح است:

V: ارزش‌افزوده است که از تفاوت ارزش ستانده و ارزش نهاده‌های بکاررفته در تولید حاصل می‌گردد. دیورت (۲۰۰۰)، استدلال می‌کند که در مطالعات بین‌صنعتی، ارزش‌افزوده نسبت به تولید مناسب‌تر است، زیرا دومی شامل هزینه نهاده واسطه است که ممکن است در صنایع بسیار متفاوت باشد. گریلیچس و رینگستد (۱۹۷۱)، بیان می‌دارند که استفاده از ارزش‌افزوده امکان مقایسه بین شرکت‌های استفاده‌کننده از مواد خام ناهمگن را می‌دهد. همچنین، تفاوت‌ها و تغییرات در کیفیت نهاده‌ها را در نظر می‌گیرد. استفاده از تولید که مستلزم گنجاندن نهاده واسطه به عنوان متغیر ورودی

1. Industry Leader
2. https://www.amar.org.ir/

در مدل است، ممکن است نقش سرمایه و نیروی کار را در رشد بهره‌وری کاهش دهد.

K: موجودی سرمایه است که در این پژوهش مشابه تعدادی از مطالعات گذشته (Berlemann Wesselhöft, 2016; Jani, 2019) برای اندازه‌گیری آن از روش موجودی دائمی[1] استفاده شده است.

L: نهاده نیروی کار است که یک روش مرسوم برای اندازه‌گیری آن، استفاده از تعداد ساعات کار یا تعداد نفرات نیروی کار است. ما برای در نظرگرفتن تاثیر کیفیت نیروی انسانی بر تولید، به تفکیک از تعداد نیروی کار غیرماهر (L^U) و تعداد نیروی کار ماهر (L^S) استفاده کرده‌ایم.

TFP: بهره‌وری کل عوامل تولید است که در این پژوهش به روش نیمه‌پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شده است.

$\Delta LnTFP_{it}$: نرخ رشد بهره‌وری صنعت i (صنایع ISIC4) در سال t است که به شکل تفاوت لگاریتمی در نظرگرفته شده است.

$\frac{TFP^{L}_{it-1}}{TFP_{it-1}}$: شکاف با وقفه بهره‌وری صنعت رهبر نسبت به صنعت i در بخش مربوطه است (Griffith *et al*., 2009; Lisi Malo, 2017) (منظور از بخش در پژوهش حاضر، صنایع ISIC2 است). بر اساس نظریه رشد شومپیتر، سرریز دانش از صنایع با فناوری بالا اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری سایر صنایع دارد. گریفیت و همکاران (۲۰۰۹)، اظهار می‌دارند که افزایش شکاف بهره‌وری با صنعت رهبر، رشد بهره‌وری صنعت را تسریع می‌بخشد.

$\Delta LnTFP^{L}_{it}$: رشد بهره‌وری صنعت رهبر مربوط به بخشی است که صنعت i در سال t در آن قرار دارد. انتظار می رود که انتقال مرز کارایی به دلیل رشد بهره‌وری صنعت رهبر، تاثیر مثبت بر رشد بهره‌وری سایر صنایع داشته باشد (Griffith *et al*., 2009).

TE_{it}: سهم اشتغال موقتی کارکنان است. در این پژوهش از آمار سهم شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) به عنوان شاغلان موقتی استفاده شده است. بررسی ادبیات مربوط به اشتغال موقت بیانگر این است که در مطالعات مختلف از آمار شاغلان پیمانکاری تحت عنوان اشتغال موقتی استفاده شده است (Hirsch Mueller, 2012; Lisi Malo, 2017; Nielen, 2016).

SSII: شاخص شدت مهارت صنعت است. اگر صنعت مورد نظر صنعت ماهر باشد SSII = 1 و در غیر این صورت مساوی ۰ است.

H_{it}: میانگین وزنی سال‌های تحصیل کارکنان و به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی است. انتظار

1. Perpetual Inventory Method

بر این است که دانش و مهارت‌های تجسم‌یافته در انسان، بهره‌وری را افزایش می‌دهد.

EI_{it}: متغیر کنترلی شدت انرژی است که حاصل تقسیم ارزش سوخت مصرف‌شده به ارزش‌افزوده است.

در ادامه، ما ابتدا تابع تولید (مدل ۱) را برآورد می‌کنیم و بهره‌وری را به‌دست می‌آوریم. سپس مدل اقتصادسنجی مربوط به تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای ایران (مدل ۲) را برآورد می‌کنیم و نتایج را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهیم.

اولین گام در برآورد مدل، انجام آزمون نبود وابستگی مقطعی است که از توزیع نرمال برخوردار است. نتایج آزمون نبود وابستگی مقطعی پسران[1] در جدول (۱) بیانگر نبود وابستگی مقطعی بین متغیرها در دو مدل ۱ و ۲ است.

1. Pesaran's Test of Cross Sectional Independence

جدول ۱: نتایج آزمون نبود وابستگی مقطعی پسران

	مقدار آماره محاسباتی پسران	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
مدل ۱	۱/۴۸	(۰/۱۳)	نبود وابستگی مقطعی
مدل ۲	۱/۲۷	(۰/۲۰)	نبود وابستگی مقطعی

گام دوم، انجام آزمون پایایی متغیرهاست. برای آزمون پایایی در داده‌های پانل، می‌توان از شش آزمون لوین، لین و چو[1]، ایم، پسران و شین[2]، برایتونگ[3]، ADF فیشر[4]، PP فیشر[5]، و آزمون هادری[6] استفاده کرد. سه آزمون ایم، پسران و شین، ADF فیشر، و PP فیشر بر مبنای متفاوت بودن عوامل بین واحدهای انفرادی استوار هستند. این فرض معقول و مناسبی در داده‌های پانل است. پس در پژوهش حاضر از آزمون پایایی IPS استفاده می‌شود.

در جدول (۲)، نتایج مربوط به آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید و متغیرهای مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری ارائه شده است. متغیرهای مربوط به تابع تولید شامل لگاریتم ارزش‌افزوده (lnV)، لگاریتم نیروی کار غیرماهر ($\ln L^u$)، لگاریتم نیروی کار ماهر ($\ln L^s$)، لگاریتم موجودی سرمایه (lnK)، و لگاریتم نهاده‌های واسطه (lnM) پایا از مرتبه یک می‌شوند. همچنین، نتایج آزمون پایایی متغیرهای مربوط به مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد بهره‌وری (DlnTFP)، نرخ رشد بهره‌وری بنگاه رهبر ($DlnTFP^L$)، سهم اشتغال موقتی کارکنان (TE)، و شدت انرژی (EI) پایا از مرتبه صفر و سایر متغیرها شامل لگاریتم شکاف بهره‌وری نسبی صنایع و صنعت رهبر (نسبت بهره‌وری بنگاه رهبر به سایر بنگاه‌ها)، ($\ln(\frac{TFP^L}{TFP})$) و میانگین وزنی سال‌های تحصیل کارکنان به عنوان شاخص سرمایه انسانی (H) پایا از مرتبه یک هستند.

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin (IPS)
3. Breitung
4. ADF - Fisher
5. PP - Fisher
6. Hadri

جدول ۲: نتایج آزمون پایایی IPS (در حالت عرض از مبدأ و روند و نبود وابستگی مقطعی بین متغیرها)

	متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال	نتیجه
آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید (مدل ۱)	lnV	-۱/۷۷	(۰/۰۳)	I(1)
	lnL^u	-۲/۱۵	(۰/۰۱)	I(1)
	lnL^s	-۳/۳۷	(۰/۰۰۰)	I(1)
	lnK	-۳/۳۱	(۰/۰۰۰)	I(1)
	lnM	-۲/۳۵	(۰/۰۰۹)	I(1)
آزمون پایایی متغیرهای مدل نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری (مدل ۲)	DlnTFP	- ۲/۰۲	(۰/۰۲)	I(0)
	$DlnTFP^L$	-۲/۰۱	(۰/۰۲)	I(0)
	$\ln(\frac{TFP^L}{TFP})$	-۲/۶۵	(۰/۰۰)	I(1)
	TE	-۳/۹۳	(۰/۰۰)	I(0)
	H	-۲/۸۱	(۰/۰۰)	I(1)
	EI	-۳/۲۶	(۰/۰۰)	I(0)

در بخش الگوی پژوهش اشاره کردیم که برای 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 نیروی کار غیرماهر و نیروی کار ماهر به‌ترتیب 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. پس از برآورد ضرایب نیروی کار ماهر و غیرماهر در مرحله اول لوینسون و پترین و تخمین اولیه از ضریب سرمایه، برآوردی از $E\left[\omega_{it}\middle|\omega_{it-1}\right]$ (در رابطه ۱۳) به‌دست آمد. سپس ضریب سرمایه به کمک دستور Levpet در نرم‌افزار STATA با حداقل کردن تابع هدف (۱۳) و با استفاده از تکنیک نیمه‌پارامتریک بوت‌استرپ، معادل ۰/۰۸ برآورد گردید.

در نهایت، پس از برآورد ضرایب تابع تولید، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید لوینسون و پترین برای تعداد ۱۱۲ کد ISIC چهاررقمی صنایع کارخانه‌ای ایران به صورت رابطه (۱۸) محاسبه گردید:

$$lnTFP = v_{it} - 0.026\, l^u_{it} - 0.55\, l^s_{it} - 0.08\, k_{it} \qquad (۱۸)$$

در ادامه، از متغیر lnTFP به‌دست‌آمده در بخش قبلی، نرخ رشد بهره‌وری ($\Delta lnTFP$) را به‌دست می‌آوریم و به عنوان متغیر وابسته در مدل (۱۷) استفاده می‌کنیم. برای اجتناب از رگرسیون کاذب

می‌توانیم از متغیرهای مانا در سطح یا متغیرهای ماناشده با استفاده از تفاضل‌گیری متغیرهای جدول (۲) استفاده کنیم. اما این کار سبب می‌شود که اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست برود. آزمون هم‌انباشتگی این امکان را فراهم می‌کند که بتوان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن آن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد. زمانی که تمامی متغیرهای مدل دارای ریشه واحد باشند و همچنین، در حالتی که متغیرها شامل متغیرهای I(1) و I(0) شوند، می‌توان هم‌انباشتگی را آزمون کرد. در واقع، در بررسی رابطه هم‌انباشتگی، اگر برخی از متغیرها I(0) باشند، مشکلی ایجاد نمی‌کند (سوری، ۱۳۹۴: ۷۴۷). آزمون وسترلاند[1] از مهم‌ترین آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانل است. در این آزمون، رد فرضیه صفر بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهاست. نتایج آزمون وسترلاند در جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد شده است.

جدول ۳: آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند
(در حالت عرض از مبدأ و روند و با فرض وجود هم‌انباشتگی در همه پانل‌ها)

	Statistic	P-Value
Variance Ratio	۶/۷۹	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون	وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تایید می‌گردد.	

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در بخش قبل، می‌توانیم بدون هراس از رگرسیون کاذب، مدل مربوط به نوع قرارداد بازار کار و بهره‌وری را برآورد کنیم. در ادامه، برای برآورد مدل‌های پانل دیتا، لازم است مشخص کنیم که داده‌ها از کدام نوع تلفیقی یا پانل دیتا است. در واقع، لازم است بررسی شود که آیا شواهدی دال بر ادغام داده‌ها وجود دارد (داده‌های تلفیقی)[2] یا این‌که مدل برای هر یک از مقاطع، متفاوت است (داده‌های پانلی). می‌دانیم که داده‌های پانلی نیز به دو دسته اثرات تصادفی[3] و اثرات ثابت[4] تقسیم می‌شوند. برای تشخیص دو روش وجود دارد: یک راه این است که با استفاده از آزمونی نظیر چاو[5]، داده‌های تلفیقی را در مقابل اثرات ثابت آزمون کنیم. راه دیگر

1. Westerlund Panel Cointegration Test
2. Pooling Data
3. Random Effects
4. Fixed Effects
5. Chow Test

این است که از آزمونی نظیر بروش پاگان[1] استفاده کنیم و برتری مدل تلفیقی یا مدل اثرات تصادفی را مورد آزمون قرار دهیم. ما از آزمون چاو شروع می‌کنیم. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۴)، آماره F لیمر در سطح معنادار یک درصد، تلفیقی بودن داده‌ها را رد می‌کند. بنابراین، اثرات گروهی در بین مقاطع پذیرفته می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون چاو برای مقایسه مدل تلفیقی و مدل پانل

	Statistics	D.F	Prob.
Cross-Section F	۲/۵۲	(۷۷۶/۱۱۱)	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون	انتخاب مدل اثرات ثابت		

اکنون لازم است آزمون هاسمن[2] به منظور تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرد. نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد که در سطح معنادار یک درصد فرضیه صفر اثرات تصادفی رد می‌شود و برآورد مدل اثرات ثابت مناسب است (جدول ۵). لازم به اشاره است که با توجه به رد دو مدل تلفیقی و مدل اثرات تصادفی، آزمون بروش ـ پاگان ضرورت ندارد.

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

	Chi-Sq Statistics	D.F	Prob
Cross-Section Random	۳۸۸/۹۰	۶	(۰/۰۰)
نتیجه آزمون	انتخاب مدل اثرات ثابت		

جدول (۶)، نتایج نهایی برآورد مدل را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد. قابل‌اشاره است که نتایج اولیه آزمون والد تعدیل‌شده[3] بیانگر رد فرضیه صفر همسانی واریانس اجزای اخلال در مدل است. همچنین، نتایج آزمون وولدریج[4] بر رد فرضیه صفرِ نبود خودهمبستگی در اجزای اخلال دلالت دارد. در این شرایط، استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[5] باعث افزایش کارایی پارامترهای

1. Breusch-Pagan LM Test
2. Hausman Test
3. Modified Wald Test
4. Wooldridge Test
5. Generalized Least Squares (GLS)

مدل می‌گردد. علاوه بر این، متغیر توضیحی AR به مدل اضافه شد و خطاهای استاندارد نیز نسبت به خودهمبستگی مقاوم‌سازی[1] گردید.

جدول ۶: تاثیر اشتغال موقت بر بهره‌وری در بخش‌های ماهر و غیرماهر (متغیر وابسته: DlnTFP)

متغیر	$DlnTFP^{L}$	$\ln(\frac{TFP^{L}(-1)}{TFP(-1)})$	TE	SSII×TE	H	EI	$Size^2$	Size
ضریب	۰/۵۱	۰/۴۷	-۰/۴۰	-۰/۴۹	۰/۳۱	-۱/۲۸	۰/۰۰	-۰/۰۲
سطح احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۰۹

نتایج ارائه‌شده در جدول (۶) بیانگر ارتباط منفی اشتغال موقت و رشد بهره‌وری است. صنایع ماهر و غیرماهر با استفاده از شاخص شدت مهارت تفکیک شده است. ضرایب TE و SSII×TE به‌ترتیب مربوط به تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری در صنایع غیرماهر و ماهر است. مشاهده می‌گردد که در تمامی صنایع، به‌ویژه صنایع ماهر، قراردادهای موقتی کارکنان اثر منفی بر رشد بهره‌وری دارد. همچنین، علامت ضرایب متغیرهای رشد بهره‌وری صنعت رهبر ($DlnTFP^{L}$) و شکاف بهره‌وری نسبی ($\ln(\frac{TFP^{L}(-1)}{TFP(-1)})$) سازگار با نظریه است. رشد بهره‌وری صنعت رهبر باعث انتقال مرز کارایی می‌شود و موجب رشد بهره‌وری سایر صنایع موجب می‌گردد. ارتقای سرمایه انسانی کارکنان و کاهش شدت انرژی صنعت، رشد بهره‌وری را بهبود می‌بخشد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تاثیر سهم اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری با در نظرگرفتن اثر متفاوت در صنایع ماهر و غیرماهر مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های بکاررفته مجموعه پانلی از اطلاعات کارگاه‌های صنعتی ده‌نفر کارکن و بیش‌تر را به تفکیک طبقه‌بندی ISIC در سطح کدهای چهاررقمی مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ شامل می‌گردد.

اندازه‌گیری بهره‌وری به صورت پارامتریک، به‌ویژه بر اساس تابع تولید، نیاز به تخمین اقتصادسنجی دارد. تخمین اقتصادسنجی تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، مبتنی بر فروضی از جمله استقلال متغیرهای توضیحی و جزء اخلال است. در حالی که عملاً ممکن است این‌طور نباشد و با ایجاد مسئله تورش همزمانی، تخمین دچار مشکل شود. پس در این پژوهش، به منظور اجتناب از

1. Robust

مشکل همزمانی در تابع تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید به روش نیمه‌پارامتریک لوینسون و پترین اندازه‌گیری شد.

علاوه بر اندازه‌گیری بهره‌وری به روش لوینسون و پترین، پژوهش حاضر سهم‌های دیگری نیز در ادبیات مربوط به رشد بهره‌وری دارد که دست‌کم در مطالعات داخلی کم‌تر مشاهده می‌گردد: اولاً، از آمار شاغلان پیمانکاری (نیروهای شرکتی) موجود در صنایع کارخانه‌ای ایران به عنوان معیاری از شاغلان موقتی استفاده شد. ثانیاً، با استفاده از شاخص شدت مهارت، صنایع به دو گروه ماهر و غیرماهر تقسیم‌بندی شد و تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری در هر یک از دو گروه صنایع مورد ارزیابی قرار گرفت. سهم دیگر در این پژوهش، استفاده از متغیر کنترلی شکاف بهره‌وری هر بنگاه نسبت به بنگاه رهبر بر اساس نظریه رشد شومپیتر است.

نتایج بیانگر است که اشتغال موقت در صنایع کارخانه‌ای ایران بر بهره‌وری آسیب می‌زند، به‌ویژه در صنایع ماهر، که در آن تولید با شدت بیش‌تری به مهارت‌ها وابسته است. یک درصد افزایش در قراردادهای موقتی شاغلان، میانگین رشد بهره‌وری را به‌ترتیب در صنایع غیرماهر و ماهر حدود ۰/۴۰ و ۰/۴۹ درصد کاهش می‌دهد.

نتایج نشان می‌دهد که علامت متغیرهای رشد بهره‌وری صنعت رهبر و شکاف بهره‌وری نسبی هر صنعت با رهبر صنعت موافق انتظار است و به‌طور معناداری با رشد بهره‌وری ارتباط مثبت دارد و ضرایب تخمین‌زده‌شده با تخمین‌های موجود در ادبیات قبلی (Griffith et al., 2009; Lisi Malo, 2017; Bas-sanini Venn, 2007) همسوست.

شواهد منفی تاثیر اشتغال موقت بر رشد بهره‌وری دارای این پیام سیاستی است که با وجود این‌که اساس کار شرکتی و پیمانکاری در کشورهای پیشرو، گسترش اشتغال و ایجاد زمینه‌های کار برای بیکاران و غربال‌گری کارکنان است، اما این رویکرد در صنایع کارخانه‌ای ایران برای کاهش مسئولیت کارفرما در قبال نیروی کار و کاهش صورت‌حساب دستمزد شرکت‌ها صورت می‌گیرد و این موضوع انگیزه و تعهد نیروی کار را کاهش می‌دهد. بنابراین، اصلاحات بازار کار به صورت کاهش سهم قراردادهای موقت می‌تواند با ایجاد رابطه کاری طولانی‌مدت بین کارکنان و کارفرمایان و افزایش اعتماد و تعهد نیروی کار، موجبات رشد پایدار بهره‌وری را فراهم سازد.

پیشنهاد می‌شود در راستای تامین امنیت شغلی کارکنان، جلوگیری از تضییع حقوق آنان و برقراری عدالت، شرکت‌های واسطه (شرکت‌های پیمانکاری) تامین نیرو حذف گردند.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از توصیه‌های اندیشمندانه داوران محترم و ناشناس که در بهبود کیفی پژوهش نقش مهمی داشته‌اند، تشکر و قدردانی می‌کنند.

منابع

الف) انگلیسی

Addessi, W. (2014). The Productivity Effect of Permanent and Temporary Labor Contracts in the Italian Manufacturing Sector. *Economic Modelling, 36*(1), 666-672. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.054

Aleksynska, M., & Berg, J. (2016). Firms' Demand for Temporary Labour in Developing Countries: Necessity or Strategy. Conditions of Work and Employment Series, No 77.

Amini, A., Mohammadi, M., & Alizadeh, Z. (2018). The Role of Human Capital and R&D in Total Factor Productivity in the Mining Sector. *Planning and Budgeting, 23*(2), 47-78. http://jpbud.ir/article-1-1682-fa.html

APO Productivity Databook (2015). https://www.apo-tokyo.org/publications/ebooks/apo-productivity-databook-2015/

Arbabiyan, S., & Mirzaei, M. (2011). The Effect of Labor Flexibility on Industries with High Technology in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies, 15*(60), 67-99. http://pajooheshnameh.itsr.ir/article_13708.html

Arvanitis, S. (2005). Modes of Labor Flexibility at Firm Level: Are There Any Implications for Performance and Innovation? Evidence for the Swiss Economy. *Industrial and Corporate Change, 14*(6), 993-1016. https://doi.org/10.1093/icc/dth087

Auer, P., Berg, J., & Coulibaly, I. (2005). Is a Stable Workforce Good for Productivity? *International Labour Review, 144*(3), 319-343. https://doi.org/10.1111/j.1564-913X.2005.tb00571.x

Bassanini, A., & Venn, D. (2007). Assessing the Impact of Labour Market Policies on Productivity: A Difference-In-Differences Approach. *OECD Social Employment and Migration Working Papers, No. 54*. https://doi.org/10.1787/1815199X

Bassanini, A., & Venn, D. (2008). The Impact of Labour Market Policies on Productivity in OECD Countries. *International Productivity Monitor, 17*(1), 3-15. http://www.csls.ca/ipm/17/IPM-17-bassanini.pdf

Berlemann, M., & Wesselhöft, J.-E. (2016). Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method. *Review of Economics, 65*(1), 1-34. https://doi.org/10.1515/roe-2014-0102

Boeri, T., & Garibaldi, P. (2007). Two Tier Reforms of Employment Protection: A Honeymoon Effect? *The Economic Journal, 117*(521), 357-385. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02060.x

Bryson, A. (2013). Do Temporary Agency Workers Affect Workplace Performance? *Journal of Productivity Analysis, 39*(2), 131-138. https://doi.org/10.1007/s11123-012-0282-2

Cetrulo, A., Cirillo, V., & Guarascio, D. (2019). Weaker Jobs, Weaker Innovation.

Exploring the Effects of Temporary Employment on New Products. *Applied Economics, 51*(59), 6350-6375. https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1619015

Cirillo, V., & Ricci, A. (2020). Heterogeneity Matters: Temporary Employment, Productivity and Wages in Italian Firms. *Economia Politica, 1-27*. https://doi.org/10.1007/s40888-020-00197-2

Damiani, M., & Pompei, F. (2010). Labour Protection and Productivity in EU Economies: 1995-2005. *The European Journal of Comparative Economics, 7*(2), 373. https://doi.org/10.2139/ssrn.1327040

Diewert, E. (2000). The Challenge of Total Factor Productivity Measurement. *International Productivity Monitor, 1*(1), 45-52.

Dolado, J. J., Ortigueira, S., & Stucchi, R. (2016). Does Dual Employment Protection Affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms. *SERIEs, 7*(4), 421-459. https://doi.org/10.1007/s13209-016-0150-9

Engellandt, A., & Riphahn, R. T. (2005). Temporary Contracts and Employee Effort. *Labour Economics, 12*(3), 281-299. https://doi.org/10.1016/j.labeco.2003.11.006

Fetros, M. H., Deghanpour, M. R., & Dehmoobed, B. (2012). The Influence of Productivity in the Economic Growth of Iranian Production Industries through Panel Data Approach. M*anagement and Development Process, 25*(1), 27-44. http://jmdp.ir/article-1-1053-fa.html

Gächter, S., & Falk, A. (2002). Work Motivation, Institutions, and Performance. In *Experimental Business Research* (pp. 351-372): Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-5196-3_15

Griffith, R., Redding, S., & Simpson, H. (2009). Technological Catch-Up and Geographic Proximity. *Journal of Regional Science, 49*(4), 689-720. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00630.x

Griliches, Z., & Ringstad, V. (1971). *Economies of Scale and the Form of the Production Function: An Econometric Study of Norwegian Manufacturing Establishment Data*: North-Holland Amsterdam.

Hagen, T. (2001). Does Fixed-Term Contract Employment Raise Firms' Adjustment-Speed? Evidence from an Establishment Panel for West-Germany. *ZEW Discussion Paper*. ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0157.pdf

Haltiwanger, J. C., Lane, J. I., & Spletzer, J. (1999). Productivity Differences across Employers: The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital. *American Economic Review, 89*(2), 94-98. https://doi.org/10.1257/aer.89.2.94

Haskel, J. E., & Slaughter, M. J. (2002). Does the Sector Bias of Skill-Biased Technical Change Explain Changing Skill Premia? *European Economic Review, 46*(10), 1757-1783. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00185-4

Hirsch, B., & Mueller, S. (2012). The Productivity Effect of Temporary Agency Work: Evidence from German Panel Data. *The Economic Journal, 122*(562), 216-235. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02536.x

Jani, S. (2019). Evaluating the Impact of Schumpeterian & Escape of Competition Effects on the Productivity of Iran's Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Industrial Economic Researches, 3*(7), 25-36. http://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_6549.html

Khodadad Kashi, F., Khiabani, N., & Jani, S. (2012). An Analysis of the Impacts of Market Structure on Productivity in Iranian Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 20*(63), 5-32. http://qjerp.ir/article-1-466-fa.html

Kleinknecht, A., Oostendorp, R. M., Pradhan, M. P., & Naastepad, C. (2006). Flexible

Labour, Firm Performance and the Dutch Job Creation Miracle. *International Review of Applied Economics, 20*(2), 171-187. https://doi.org/10.1080/02692170600581102
Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies, 70*(2), 317-341. https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246
Lisi, D. (2013). The Impact of Temporary Employment and Employment Protection on Labour Productivity: Evidence from an Industry-Level Panel of EU Countries. *Journal for Labour Market Research, 46*(2), 119-144. https://doi.org/10.1007/s12651-013-0127-0
Lisi, D., & Malo, M. A. (2017). The Impact of Temporary Employment on Productivity. *Journal for Labour Market Research, 50*(1), 91-112. https://doi.org/10.1007/s12651-017-0222-8
Marschak, J., & Andrews, W. H. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica, Journal of the Econometric Society, 12*(3/4), 143-205. https://doi.org/10.2307/1905432
McGinnity, F., Mertens, A., & Gundert, S. (2005). A Bad Start? Fixed-Term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany. *European Sociological Review, 21*(4), 359-374. https://doi.org/10.1093/esr/jci025
Mehregan, N., & Soltani Sehat, l. (2014). R&D Costs and Total Factor Productivity of Industrial Sector. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 2*(5), 1-24. http://www.jmsp.ir/article_6591.html
Nielen, S. (2016). Temporary Agency Work and Firm Competitiveness: Evidence from German Manufacturing Firms. In *Trade Credit and Temporary Employment* (pp. 41-67): Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-29850-4_4
Olley, S., & Pakes, A. (1992). *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry*: National Bureau of Economic Research Cambridge. https://doi.org/10.3386/w3977
Ortega, B., & Marchante, A. J. (2010). Temporary Contracts and Labour Productivity in Spain: A Sectoral Analysis. *Journal of Productivity Analysis, 34*(3), 199-212. https://doi.org/10.1007/s11123-010-0185-z
Petrin, A., Poi, B. P., & Levinsohn, J. (2004). Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal, 4*(2), 113-123. https://doi.org/10.1177/1536867X0400400202
Robinson, P. M. (1988). Root-N-Consistent Semiparametric Regression. Econometrica: *Journal of the Econometric Society, 56*(4), 931-954. https://doi.org/10.2307/1912705
Van Beveren, I. (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. Journal of Economic Surveys, 26(1), 98-128. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00631.x
Yadollahzadeh Tabari, N., & Khoshabi, S. Z. (2011). Total Factor Productivity of Khosh Noosh Beverage Company. *Economical Modeling, 5*(14), 131-146. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555542.html

ب) فارسی

امینی، علیرضا، و مصلی، شهرام (۱۳۸۷). اندازه‌گیری و تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر سرمایه انسانی (مطالعه موردی کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران). *نشریه اقتصاد مالی*، ۱(۲)، ۵۶-۳۹.

http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512591.html

خاکسار، غلامرضا (۱۳۸۰). اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور. *نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱(۱)، ۱۳۷-۱۰۶.

رنانی، محسن؛ شجری، هوشنگ، و اربابیان، شیرین (۱۳۸۷). انعطاف‌پذیری نیروی کار و رقابت‌پذیری صنایع در اقتصاد جهانی. *نشریه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱(۳)، ۱۲۰-۹۵.

زراءنژاد منصور، و انصاری، الهه (۱۳۸۶). اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان. *نشریه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*. ۴(۴)، ۲۶-۱.

سوری، علی (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews و Stata*. انتشارات فرهنگ‌شناسی.

یوسفی، حسین (۱۳۹۷). *تاثیر انعطاف‌پذیری قراردادهای بازار کار بر نوآوری در ایران (مطالعه موردی شرکت‌های مستقر در پارک‌های علم و فناوری)*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی ارومیه.

نحوه ارجاع به مقاله:

لطفی، احمد؛ خدادادکاشی، فرهاد و جانی، سیاوش (۱۴۰۱). ارزیابی تاثیر نوع قرارداد بازار کار بر رشد بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای ایران، ۱، (۲۷)، ۱۵۴-۱۲۷.

Lotfi, A, Khodadad Kashi, F.,& Jani, S. (2022). The Effect of Labor Market Contract Type on Productivity Growth of Iran's Manufacturing Industries. Planning and Budgeting, 1(27), 127-154.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.27.1.127

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.