مدلسازی اقتصادی
Economic Modelling
دوره ۱۷، شماره ٦١، بهار ١٤٠٢، صفحه‌های ٦٩ تا ٨٨.

علمی

ارزیابی توان تعمیق سرمایه و اثر کشش جانشینی عوامل تولید بر ظرفیت اشتغال‌زایی صنایع کارخانه‌ای ایران[1]

حمید شیرازی*، محمدشریف کریمی**، علی فلاحتی+

DOI:10.30495/ECO.2023.1981295.2735

تاریخ دریافت:
١٤٠١/١٢/٠٩
تاریخ پذیرش:
١٤٠١/٠٣/٣١

طبقه‌بندی JEL:
C22, D22, E22, E24.

واژگان کلیدی:
تعمیق سرمایه، کشش جانشینی عوامل، صنایع کارخانه‌ای، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی.

چکیده

هدف مقاله، بررسی تأثیر تعمیق سرمایه و کشش جانشینی عوامل تولید بر ظرفیت اشتغال‌زایی بخش صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره سالیانه ١٣٦٨-١٣٩٨ با استفاده از تکنیک خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) بود. نتایج حاکی از تأثیر معنادار معکوس آنی و مستقیم تأخیری عامل تعمیق سرمایه در هردو دوره و نیز تأثیر معنادار مستقیم تأخیری عامل کشش جانشینی عوامل تولید در دوره کوتاه‌مدت و تأثیر معنادار معکوس تأخیری تغییرات کشش جانشینی عوامل در بلندمدت بر ظرفیت اشتغال‌زایی بخش یادشده طی دوره یادشده است. همچنین، طبق مدل تصحیح خطا (ECM)، الگوی پویای کوتاه‌مدت ظرفیت اشتغال‌زایی بخش صنایع کارخانه‌ای به‌سمت الگوی تعادل بلندمدت، هم‌گرایی و گرایش دارد. براساس نتایج، انتخاب تکنولوژی سازگار در بخش صنایع کارخانه‌ای (صنعت ساخت) ایران در راستای امکان جانشینی آسان عوامل و تعمیق سرمایه، بهره‌گیری بیشتر از تجارب بین‌المللی، بومی‌سازی دانش فنی و انتقال فن‌آوری‌های نوین از طریق راهبرد تعمیق سرمایه درجهت افزایش سطح رقابت‌پذیری محصولات بخش صنعت ساخت و ارتقای توان استفاده از دانش فنی در تولید محصولات صنعتی و انتخاب مدبرانه راهبرد تعمیق سرمایه درجهت افزایش و یا حداقل، حفظ وضع موجود اشتغال بخش صنایع کارخانه‌ای پیشنهاد می‌گردد.

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری حمید شیرازی به‌راهنمایی دکتر محمد شریف کریمی و مشاوره دکتر علی فلاحتی در دانشکده اقتصاد و کارآفرینی دانشگاه رازی است.

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران، پست الکترونیکی: hamidshirazi36@yahoo.com
** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: s.karimi@razi.ac.ir
+ دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران، پست الکترونیکی: Ali.falahatii96@gmail.com

۱. مقدمه

در مدل‌های رشد درون‌زا، مفهوم «تعمیق سرمایه[1]» نقش مهمی در تأثیرگذاری بر ظرفیت اشتغال و رشد اقتصادی دارد. تعمیق سرمایه (رشد موجودی سرمایه فیزیکی سرانه نیروی کار توأم با رشد خدمات سرمایه) یکی از جنبه‌های مهم اقتصاد توسعه است؛ زیرا به لحاظ توانایی جذب و پذیرش فناوری بهتر و افزایش بهره‌وری نیروی کار و نیز زمینه‌ساز افزایش تمایل بنگاه برای به‌کارگیری نیروی کار و ایجاد توان اشتغال‌زایی و رشد اقتصادی بالاتر بخش صنعت ساخت، بسیار مهم است. می‌توان گفت که مسئله بیکاری به‌صورت حادترین موضوع در کانون توجه برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران ملی و منطقه‌ای قرار گرفته و بدین‌سان، هرگونه پژوهش، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای رفع این مشکل بیش از پیش ضرورت می‌یابد.

می‌توان گفت که تغییر ظرفیت اشتغال‌زایی عامل کار ناشی از تعمیق سرمایه فیزیکی به چگونگی ترکیب این عامل با عامل سرمایه، نوع تکنولوژی تولید، بازدهی نسبت به مقیاس، میزان کشش جانشینی نهاده‌ها، امکان ایجاد صنایع جدید، گسترش صنایع موجود و غیره بستگی دارد. انتظار می‌رود تعمیق سرمایه فیزیکی از طریق افزایش تولید، ارتقای بهره‌وری نیروی کار، ایجاد صنایع جدید، گسترش صنایع موجود، توأم با کم‌تر بودن کشش جانشینی نهاده‌ها، ظرفیت اشتغال‌زایی صنایع کارخانه‌ای ایران افزایش یابد.

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر تعمیق سرمایه (فزونی نرخ رشد عامل سرمایه فیزیکی نسبت به نرخ رشد عامل نیروی کار بدون احتساب خدمات سرمایه) و کشش جانشینی عوامل تولید بر ظرفیت اشتغال‌زایی بخش صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره سالیانه ۱۳٦۸–۱۳۹۸ است. در این پژوهش با معرفی عامل «کشش جانشینی» به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم و اثرگذار، توأم با اثر راهبرد «تعمیق سرمایه» به‌عنوان مبحثی نوین بر توان و ظرفیت اشتغال‌زایی صنایع کارخانه‌ای (صنعت ساخت)[2] به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های مولد اقتصاد کشور برای دوره سالیانه ۱۳٦۸ – ۱۳۹۸ بررسی می‌شود.

از آنجاکه در بسیاری از مدل‌های اقتصادی و مالی، تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیر (وقفه)های قابل‌توجهی مواجه‌اند، در پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد «خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)»[3] که مبتنی‌بر تفسیر سه معادله روابط پویای کوتاه‌مدت، روابط بلندمدت و الگوی تصحیح‌خطا (ECM)[4] است، ابتدا فرایند ایستایی (مانایی)[5] متغیرهای مدل به روش آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، فروض کلاسیک و تصریح فرم تبعی درست مدل، مورد آزمون قرارگرفته و سپس، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته مدل و نیز وجود رابطه بلندمدت (هم‌جمعی) بین متغیرها با استفاده از آزمون هم‌جمعی کرانه‌ای پسران و دیگران مورد آزمون قرار گرفته و آنگاه، مدل تصحیح خطا برای محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در مسیر رسیدن به تعادل بلندمدت تشریح و تبیین گردیده و به دنبال آن، آزمون ثبات بلندمدت پارامترهای مدل، موسوم به ثبات ساختاری مدل، مورد بررسی قرار گرفته و سپس، به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل و در پایان به نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته می‌شود.

---

[1] Capital Deepening
[2] Manufacturing Industries
[3] Auto- Regressive Distributed Lag
[4] Erorr Correction Model
[5] Stationarity

۲. مروری بر ادبیات

در تمام برنامه‌های پنج‌ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور، موضوع رفع معضل بیکاری و ایجاد اشتغال و به‌تبع آن، شناخت توان و قابلیت‌های بخش‌های اقتصادی در زمینه‌های شدت سرمایه، سرمایه‌پذیری، تعمیق سرمایه و به‌دنبال آن اشتغال‌زایی نیروی کار، یکی از مباحث و اهداف راهبردی بسیار مهم است که مورد توجه ویژه آحاد کارگزاران و برنامه‌ریزان اقتصادی است.

تعمیق سرمایه، از طریق بهبود بهره‌وری نیروی کار موجب رشد تولید و افزایش ظرفیت اشتغال بخش صنعت ساخت می‌شود؛ به‌طوری‌که اگر تعداد نیروی کار و حجم عامل‌سرمایه به یک نسبت افزایش یابد، نسبت سرمایه به نیروی کار بدون تغییر باقی می‌ماند و آنگاه این نمونه‌ای از «گسترش سرمایه»[1] نه تعمیق سرمایه خواهد بود. مقوله تعمیق سرمایه با نوآوری فناوری متفاوت است؛ زیرا درواقع، تعمیق سرمایه به‌معنای سرمایه‌گذاری بیشتر در افزایش کارخانجات، ماشین‌آلات، ابزار و تجهیزات و درنتیجه، افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار واحدهای صنعتی است که به افزایش کل محصول تولیدشده توسط همان تعداد نیروی کار منجرمی‌شود. در مدل‌های رشد درون‌زا، تعمیق سرمایه نقش مهمی در تأثیرگذاری بر نرخ رشد اقتصادی دارد و یکی از جنبه‌های مهم اقتصاد توسعه است؛ زیرا در توانایی جذب و پذیرش فناوری بهتر و افزایش بهره‌وری نیروی کار درجهت افزایش ظرفیت اشتغال و ایجاد رشد اقتصادی بالاتر، بسیار مهم و اثرگذار است. همچنین، یکی از اساسی‌ترین مباحث اقتصاد خرد که رابطه (جانشینی، خنثی و مکملی) بین عوامل تولید در چارچوب آن مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد، کشش جانشینی بین عوامل تولید صنعت/بنگاه است.

در حالت کلی، رشد سرمایه فیزیکی توأم با رشد خدمات سرمایه وقتی از رشد نیروی کار بیشتر شود، تعمیق سرمایه ایجاد شده و یا در حال رخ دادن است (عجم‌اوغلو و همکاران، ۲۰۰٦). در این مقاله، تنها به رشد سرمایه فیزیکی و رشد نیروی کار توجه‌شده و رشد خدمات سرمایه نادیده گرفته شده است؛ بنابراین، تعمیق سرمایه در این مقاله به‌معنای رشد بیشتر سرمایه فیزیکی واقعی از رشد نیروی کار است.

بر طبق تعریف، «تعمیق سرمایه» در زمان t وجود خواهد داشت، اگر:

$$\left[\frac{\dot{K}(t)}{K(t)}=\frac{dK_t}{K_t}\right]>\left[\frac{\dot{L}(t)}{L(t)}=\frac{dL_t}{L_t}\right] \qquad (۱)$$

به‌بیان دیگر، با انتقال عبارت سمت راست نامساوی فوق به سمت چپ، می‌توان نوشت: $\left[\frac{\dot{k}(t)}{k(t)}=\frac{dk_t}{k_t}\right]>0$

که در آن، $k_t=\frac{K_t}{L_t}$ است.

که در آنها، متغیر K (با حرف بزرگ) معرف موجودی سرمایه خالص فیزیکی واقعی (به قیمت ثابت)، L معرف عامل نیروی کار و k (با حرف کوچک) معرف موجودی سرمایه خالص فیزیکی سرانه نیروی کار است و تعمیق سرمایه زمانی اتفاق می‌افتد که نرخ رشد موجودی سرمایه خالص فیزیکی سرانه نیروی کار مثبت شود.

[1] Cpital Widening

بنابراین، پژوهش حاضر در پی آن است که با معرفی مؤلفه «کشش جانشینی کار ـ سرمایه» به‌عنوان یکی از عوامل و مؤلفه‌های مهم و اثرگذار بر توان و ظرفیت اشتغال‌زایی، راهبرد «تعمیق سرمایه فیزیکی» در سطح صنایع کارخانه‌ای (صنعت ساخت)، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های مولد اقتصاد کشور برای دوره سالیانه ۱۳٦۸–۱۳۹۸ مورد بحث و بررسی قرار دهد و به تشریح و تفسیر نتایج حاصل از برآورد الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای نیروی کار صنایع کارخانه‌ای کشور با استفاده از رهیات مدل‌های پویای[1] خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] بپردازد. این‌که عامل «تعمیق سرمایه» تا چه اندازه قادر است از طریق کارکرد ضمنی خود به ایجاد فرصت‌های شغلی و حل معضل بیکاری منجرشود، به عوامل متعدد دیگری بستگی دارد که در این مطالعه بر دو عامل اساسی پیچیده و مرتبط، یکی عامل «تعمیق سرمایه» به‌عنوان عامل کلیدی اولیه و دیگری «کشش جانشینی عوامل تولید» به‌عنوان عامل مهم ثانویه تمرکز می‌شود. عامل اول، به‌میزان انگیزه بنگاه‌ها و واحدهای صنعتی متقاضی سرمایه‌گذاری در ایجاد و توسعه فعالیت‌های خود مربوط می‌شود و عامل دوم، به نوع تکنولوژی (کاربر، سرمایه‌بر یا خنثی) تولید بنگاه‌های اقتصادی و واحدهای صنعتی متقاضی تعمیق سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری اشاره دارد.

موضوع کشش جانشینی بین سرمایه و کار، «به‌عنوان موتور رشد اقتصادی»[3]، یکی از پارامترهای کلیدی و ساختاری در بسیاری از زمینه‌های اقتصاد محسوب می‌شود. سنجه و معیار این نیرو، «کشش جانشینی» است که پارامتر اصلی در توابع تولید و به‌ویژه، توابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES)[4] به‌عنوان تابع تولید مرجع است. اگر ارزش افزوده واقعی بخش صنعت ساخت به‌عنوان تولید (محصول) نهایی، یعنی Y، با رویکرد کشش جانشینی ثابت و با ترکیب نهاده‌های L و K تولید شود، یعنی کالای نهایی منحصر به فرد (Y) با ترکیب عوامل تولید، با ضریب وزنی μ و پارامتر A که معرف سطح تکنولوژی و با کشش جانشینی عوامل $\varepsilon \in [0,\infty)$ است، تولید می‌شود:

$$Y = F(L,K) = A.\left[\mu.L^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\mu).K^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad (۲)$$

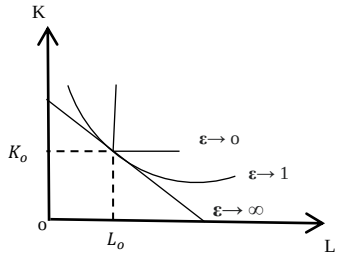
به‌طوری‌که کشش جانشینی عوامل تولید برای تابع تولید فوق، از رابطه (۳) حاصل می‌شود:

$$\varepsilon = \frac{1}{1+\rho} \qquad (۳)$$

که در آن، ε معرف کشش جانشینی عوامل تولید است. براساس رابطه (۲) و نمودار (۱)، هرگاه پارامتر ρ به‌سمت صفر میل کند (سناریوی تغییر ناهمسوی نهاده‌ها)، کشش جانشینی برابر واحد می‌شود و منحنی‌های تولید همسان به‌حالت هذلولی قائم (کاب ـ داگلاس[5]) درمی‌آیند. هرگاه پارامتر ρ به‌سمت بی‌نهایت میل کند (سناریوی ثبات یک نهاده و افزایش نهاده دیگر)، کشش‌جانشینی برابر صفر می‌شود و منحنی‌های تولید همسان به حالت زاویه قائمه (تابع تولید لئونتیف) درمی‌آیند. اگر پارامتر ρ به‌سمت منفی یک میل کند، کشش جانشینی برابر بی‌نهایت می‌شود و منحنی‌های تولید همسان به‌حالت خط راست با شیب منفی درمی‌آیند.

[1] Dynamic Models
[2] Auto- Regressive Distributed Lag
[3] The Elasticity of Substitution as an Engine of Growth
[4] Constant Elasticity of Substitution Production Function
[5] Cobb-Douglas Production Function

می‌توان گفت هر واحد صنعتی به‌منظور گسترش مقیاس تولید خود درخصوص چگونگی ترکیب و به‌کارگیری نهاده‌های تولید علاوه‌بر سناریوهای مزبور، سناریوی «تغییر همسوی نهاده‌ها، یعنی گسترش هر دو نهاده تولید» را در پیش‌روی دارد.



نمودار ۱. صور مختلف منحنی‌های تولید همسان توابع تولید

منبع: کلامپ و همکاران[1]، ۲۰۱۱.

آنچه که در اینجا نیاز به تحلیل جدی‌تر دارد، شرایطی است که به شکل‌گیری رابطه مثبت بین نهاده‌های کار و سرمایه منجرمی‌شوند. براساس مطالب پیشگفته، استنباط می‌شود که وجود ارتباط مثبت بین دو نهاده کار و سرمایه در فرایند تولید بنگاه، بستگی به دو عامل اساسی «تصمیم و تمایل بنگاه تولیدی به گسترش مقیاس تولیدی» و «شدت و درجه جانشینی بین کار و سرمایه در فرایند گسترش مقیاس تولید» خواهد داشت. میزان تحقق شرط لازم (گسترش مقیاس تولید) به‌اندازه تقاضای مؤثر و وجود بازار مناسب برای محصول تولیدی بنگاه بستگی دارد. دسته دیگر از عوامل به شرایط و تکنولوژی تولید و عرضه محصول مربوط می‌شوند که به‌نوعی تعیین‌کننده نوع بازدهی نسبت به مقیاس‌اند. اگر تکنولوژی تولید به‌گونه‌ای باشد که منجر به بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس شود، تمایل بنگاه برای گسترش مقیاس تولید و ظرفیت اشتغال‌زایی افزایش می‌یابد و برعکس (عزیزمحمدلو، ١٣٨٦).

براساس نتایج برخی مطالعاتی که به‌دنبال اندازه‌گیری دقیق کشش جانشینی بین عوامل تولید بوده‌اند، هرچه میزان تحرک‌پذیری و امکان جانشینی عوامل بیشتر باشد، روش تولید می‌توان دارای انعطاف‌پذیری بیشتری باشد. در ایران، در سطح بخش‌های مختلف اقتصادی، کشش جانشینی عوامل، معمولا پایین تخمین‌زده شده است. به‌عنوان مثال، خداداد کاشی و جانی (۱۳۹۰) بین دو نهاده سرمایه و انرژی در سطح کارگاه‌های صنعتی‌بزرگ، رابطه مکملی و بین نیروی کار و انرژی و نیز نیروی کار و عامل‌سرمایه، رابطه جانشینی ضعیف مشاهده نموده‌اند. به‌طوری‌که، کشش جانشینی بین نیروی کار و عامل سرمایه را ٠/٤٦ برآورد کرده‌اند. وجود رابطه جانشینی بین نهاده‌های تولید، در مطالعه شهیکی‌تاش، نوروزی و رحیمی (۱۳۹۲) نیز تأیید شده است. در مقابل، پژوهش‌هایی مانند مطالعه مقدم و همکاران (۱۳۹۲) رابطه‌ای از حیث جانشینی یا مکملی مشاهده نکرده‌اند و به عبارتی، کشش جانشینی را معادل صفر برآورد کرده‌اند. همچنین، در مطالعه کریمی راهجردی و نوفرستی (۱۳۹۵)، مقدار کشش جانشینی بین نیروی کار و عامل سرمایه، ۰/۲۹۵ برآورد شده است (کریمی راهجردی و نوفرستی، ۱۳۹۵).

[1] Klump, McAdam and Willman

- مطالعات تجربی

علاوه‌بر کارهایی که به‌طور ضمنی در آنها نقش سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال مورد بحث قرار گرفته است، مطالعاتی نیز انجام‌گرفته که به‌طور مستقیم به این موضوع پرداخته‌اند. همچنین، در زمینه اثر مخارج‌سرمایه‌گذاری بر افزایش اشتغال در اقتصاد، پژوهش‌هایی در خارج و داخل کشور صورت گرفته که به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند که به‌طور مختصر، به موارد زیر اشاره می‌گردد:

در مطالعات خارجی، عجم‌اوغلو و گوئریری[1] (۲۰۰٦ و ۲۰۰۸)، الگویی از رشد اقتصادی نامتوازن را پایه‌گذاری می‌کنند که در آن، عامل اصلی رشد اقتصادی، ترکیبی از اختلاف در نسبت‌های عوامل و تعمیق سرمایه است. تعمیق سرمایه گرایش و تمایل به افزایش تولید نسبی آن بخشی را دارد که سهم بیشتری از عامل‌سرمایه را داراست، اما به‌طور هم‌زمان باعث یک تخصیص‌مجدد سرمایه و نیروی کار به دور از آن بخش می‌شود. آنها نشان دادند که یک دلیل طبیعی طرف عرضه[2] (باموال[3]، ١٩٦٧)، برای رشد اقتصادی نامتوازن وجود دارد و آن «تفاوت در نسبت‌های عوامل» در سطح بخش‌ها توأم با «تعمیق سرمایه» است که به رشد نامتوازن اقتصادی بخش‌ها منجرخواهدشد.

ریکاردو فاریا[4] (۲۰۰۲) در تحقیقی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی بهینه بین متغیرهای سرمایه‌گذاری با هزینه‌های تعدیل و جستجوی نیروی کار، به این نتیجه رسید که در بلندمدت، دو نهاده نیروی کار و موجودی سرمایه مکمل یکدیگر و در کوتاه‌مدت، جانشین هم می‌باشند.

فونکه و همکاران[5] (۱۹۹۹) در پژوهشی به بررسی ساختار سرمایه و تقاضای نیروی کار برای دوره ۱۹۸۷-۱۹۹٤ در کشور آلمان پرداختند. نتایج نشان از تأثیر منفی ساختار سرمایه بر اشتغال داشت. آرستیس و همکاران[6] (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کمبود سرمایه بر بیکاری کشور انگلستان پرداختند. آنها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که موجودی سرمایه از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بیکاری بوده و موجودی سرمایه در بلندمدت به طور معنادار و معکوس بر سطح اشتغال تأثیر دارد.

در مطالعات داخلی، مولایی و آشتیانی (۱۳۹۱) دو الگوی ایستا و پویا را برای برآورد تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۷ به‌کار گرفتند. نتایج نشان داد موجودی سرمایه با تقاضای نیروی کار طی دوره مورد بررسی، رابطه مستقیمی داشته است.

بازدار اردبیلی و ارجرودی (۱۳۸۷) به بررسی نقش سرمایه‌داری در ایجاد اشتغال بخش حمل‌ونقل برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۳ پرداختند. آنها در مدل خود تعداد شاغلان در بخش حمل‌ونقل را تابعی از میزان موجودی سرمایه، ارزش افزوده و شاخص بهره‌وری نیروی کار لحاظ کردند. نتایج نشان داد که در بلندمدت، تغییرات موجودی سرمایه به افزایش تقاضای نیروی کار منج شده ولی در کوتاه‌مدت ارتباط معناداری بین آنها وجود ندارد.

سبحانی و عزیزمحمدلو (١٣٨٤) تأثیر سرمایه‌گذاری بر اشتغال در تمامی زیر بخش‌های صنعت را برآورد و تحلیل کردند. نتایج نشان داد که بجز در زیر بخش‌های «صنایع کاغذی، مقوا، چاپ و صحافی»، «صنایع تولید فلزات اساسی»

[1] Acemoglu & Guerrieri
[2] Supply Side
[3] William Jack Baumol
[4] Ricardo Faria
[5] Funke et al.
[6] Arestis et al.

و «صنایع شیمیایی»، در سایر زیربخش‌های صنعت، عامل موجودی سرمایه تأثیر معناداری را بر سطح اشتغال آن بخش داشته‌است.

حمید بلایی (۱۳۸۲) نقش سرمایه‌گذاری را در ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی مورد بررسی قرار داده است که در اغلب کارهای انجام‌شده در این حوزه، سعی شده است که میزان ارتباط سرمایه‌گذاری و اشتغال از منظر اقتصاد کلان مورد بررسی قرار گیرد. فرجادی و همکاران (۱۳۷۸) تقاضای نیروی کار بخش‌کشاورزی را تابعی از ارزش افزوده، موجودی سرمایه، نسبت نیروی کار به سرمایه، بهره‌وری سرمایه و دستمزد نیروی کار درنظر گرفتند. نتیجه تحقیق، بیانگر تأثیر مثبت (مستقیم) تأخیری معناداری موجودی سرمایه بر تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی بوده است.

۳. روش پژوهش

در این بخش با تجزیه‌وتحلیل نوعی مدل تعادلی طرف عرضه یک اقتصاد بسته، مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین‌منظور، اقتصادی را در نظر بگیرید که مرکب از یک بخش و با اتخاذ رویکرد اقتصاد با تکنولوژی کشش جانشینی ثابت (CES) بین دو عامل نیروی کار و موجودی سرمایه،«ε» در ناحیه اقتصادی به تولید اقدام‌می‌کند و بدین‌جهت از یک مدل رقابتی یک‌بخشی با بازدهی نسبت به مقیاس معین براساس دو عامل تولید، یعنی موجودی سرمایه خالص فیزیکی واقعی (به قیمت ثابت)، K و عامل نیروی کار، L استفاده می‌گردد. فرض بر این است که بازارهای محصول و عوامل رقابتی هستند و قیمت (شاخص ضمنی تعدیل ارزش افزوده) کالای نهایی Y را در هر دوره، با نماد P و نرخ دستمزد اسمی، نرخ اجاره سرمایه (بهره) اسمی و سطح تولید (ارزش افزوده) واقعی (به قیمت ثابت) به‌ترتیب، با نمادهای W، R و Y در بخش «صنعت ساخت» معرفی و بیان می‌شوند.

با استفاده از فرض عقلایی بودن رفتار تولیدکننده مبنی‌بر حداکثرسازی سود[1] بنگاه تولیدی و شرط مرتبه اول (F.O.C)[2] تابع سود بخش صنایع کارخانه‌ای (صنعت ساخت) با تکنولوژی تابع تولید کاب ـ داگلاس به‌عنوان پرکاربردترین و حالت خاص از توابع تولید CES، می‌توان نوشت:

$$Y = A.F(K,L) = AK^{\beta}L^{\alpha} \quad (٤)$$

$$Max\ \pi = Y^{(N)} - W.L - R.K = PY - W.L - R.K \quad (٥)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = A.P.\alpha K^{\beta}L^{\alpha-1} - W = 0 \quad (٦)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = A.P.\beta K^{\beta-1}L^{\alpha} - R = 0 \quad (٧)$$

متغیر $Y^{(N)}$ در رابطه (۵) معرف سطح تولید اسمی بوده که مقادیر L و K را با استفاده از معادلات (٦) و (٧)، به‌دست آورده که همان توابع تقاضای صنعت ساخت برای نهاده‌هاست:

$$D_L = L = L(W,R,P) \quad (٨)$$

[1] Profit Maximiser
[2] First Order Condition

$$D_K = K = K(W, R, P) \quad (۹)$$

از آن‌جاکه هدف بررسی ارتباط و تأثیر تعمیق سرمایه (تغییر نسبی موجودی سرمایه خالص فیزیکی سرانه نیروی کار) بر تقاضای صنعت ساخت برای عامل نیروی کار است، مقدار R را از رابطه (۹) برحسب K , P , W به‌دست آورده و نتیجه را در رابطه (۸) قرار داده و سپس با اعمال لگاریتم طبیعی از طرفین، خواهیم داشت:

$$LOGL_t = \beta_0 + \beta_1 LOGW_t + \beta_2 LOGK_t + \beta_3 LOGP_t \quad (۱۰)$$

که در این رابطه، متغیر $LOGK_t$ (با حرف‌بزرگ K_t) معرف لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه خالص فیزیکی است. حال، جهت دستیابی به مفهوم نظری تعمیق سرمایه، اگر با استفاده از رابطه (۱)، از طرفین رابطه (۱۰)، عبارت $\beta_2 LOGL_t$ کسر گردد، خواهیم داشت:

$$LOGL_t - \beta_2 LOGL_t = \beta_0 + \beta_1 LOGW_t + \beta_2 LOGK_t - \beta_2 LOGL_t + \beta_3 LOGP_t \Rightarrow$$
$$LOGL_t = \frac{\beta_0}{1-\beta_2} + \frac{\beta_1}{1-\beta_2} LOGW_t + \frac{\beta_2}{1-\beta_2} LOGK_t + \frac{\beta 3}{1-\beta_2} LOGP_t \Rightarrow \quad (۱۱)$$
$$LOGL_t = \omega_0 + \omega_1 LOGW_t + \omega_2 LOGk_t + \omega_3 LOGP_t$$

که تفاوت عبارات سمت راست معادلات (۱۰) و (۱۱) با یکدیگر به‌ترتیب، در متغیر $LOGK_t$ (با حرف بزرگ K_t) و متغیر $LOGk_t$ (با حرف‌کوچک k_t) و نیز در ضرایب می‌باشد که در این رابطه اخیر، متغیر $LOGk_t$ (با حرف کوچک k_t) معرف لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه خالص فیزیکی سرانه نیروی کار است.

- تصریح مدل و معرفی متغیرها

از آن‌جاکه یک تحقیق با رویکرد اقتصادسنجی با تصریح مدل آن، در رابطه با پدیده‌های مشاهده‌شده و متغیرهای مورد نظر آغاز می‌شود، لازم است که محقق استدلال نماید و نشان دهد که مدل تحقیق دارای پایه نظری قوی و مرتبط با موضوع تحقیق است.

موضوع تصریح مدل به‌عنوان یکی از مسائل مهم در اقتصادسنجی کاربردی و انتخاب فرم تبعی درست، یکی از مشکل‌ترین مراحل در هر کار تجربی است. انتخاب فرم تبعی بستگی به ماهیت موضوع مطالعه دارد. با این‌حال، یکی از بهترین ملاک‌های تعیین مدل پژوهش، مبانی‌نظری قوی و مرتبط و استفاده از تجربیات گذشته است. بنابراین، بر اساس مبانی‌نظری و نتایج پژوهش‌های تجربی انجام‌شده قبلی، تقاضای نیروی کار در بخش صنایع کارخانه‌ای (صنعت ساخت) را می‌توان برمبنای رابطه (۱) به‌صورت تابعی از عوامل زیر تبیین کرد:

$$D_L = L(W_t, k_t, P_t, Y_t, ELA_t) \quad (۱۲)$$

$$LOGL_t = \omega_0 + \omega_1 LOGW_t + \omega_2 LOGk_t + \omega_3 LOGP_t + \omega_4 LOGY_t + \omega_5 ELA_t + u_t \quad (۱۳)$$

که در آن:

$LOGL_t$: به‌عنوان متغیر وابسته و معرف لگاریتم طبیعی تقاضای (توان اشتغال‌زایی) نیروی کار (نفر)

ω_o : معرف جمله ثابت و u_t : معرف جمله اخلال

$LOGW_t$: معرف لگاریتم‌طبیعی متوسط جبران خدمات سرانه سالانه شاغلان (هزار ریال)

$LOGk_t$: با حرف کوچک k_t، معرف لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه فیزیکی‌واقعی سرانه نیروی کار (میلیارد ریال به ازای هر نفر)

$LOGP_t$: معرف لگاریتم‌طبیعی شاخص ضمنی تعدیل ارزش افزوده

$LOGY_t$: معرف لگاریتم طبیعی ارزش افزوده (تولید برحسب میلیارد ریال – به‌عنوان متغیر کنترل)

ELA_t : معرف کشش جانشینی عوامل تولید (به‌عنوان متغیر کنترل)

لازم به یادآوری است، اطلاعات مربوط به متغیرهای مزبور از اطلاعات حساب‌های سالانه مرکز آمار ایران، اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و گزارش‌های سازمان برنامه و بودجه کشور به‌قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ برای بخش صنعت ساخت ایران طی سال‌های ۱۳٦۸ – ۱۳۹۸ استفاده شده است.

– روش تخمین مدل و تحلیل داده‌ها

با توجه به هدف و ماهیت مطالعه حاضر که درصدد بررسی و ارزیابی توان تعمیق سرمایه و اثر کشش جانشینی عوامل تولید بر میزان اشتغال‌زایی صنایع کارخانه‌ای ایران، طی دوره زمانی سال‌های ۱۳٦۸ – ۱۳۹۸ است، از مدل زیر با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL(p, $q_1, q_2, \dots, q_k$)، داده‌های سری‌زمانی و در محیط نرم‌افزار ایویوز استفاده می‌شود:

$$LOG(L)_t = \omega_0 + \sum_{j=1}^{p} \theta_j LOG(L)_{t-j} + \sum_{i=0}^{q_1} \omega_{1i} LOG(W)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \omega_{2i} LOG(k)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \omega_{3i} LOG(P)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \omega_{4i} LOG(Y)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \omega_{5i} (ELA)_{t-i} + u_t \quad (١٤)$$

در بسیاری از مدل‌های اقتصادی و مالی، تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیرهای قابل‌توجهی مواجه‌اند. به‌عنوان‌مثال، اثر یک سیاست پولی انبساطی بر متغیرهای مورد نظر، با وقفه (وقفه در تشخیص، وقفه در تصمیم و وقفه در اجرا) ظاهر می‌شود و یا این‌که اثر سرمایه‌گذاری‌های جدید بر ایجاد ظرفیت و مقدار تولید، دارای تأخیرهایی است و یا این‌که اثر وقایع و اخبار بر قیمت‌سهام ممکن است دارای تأخیر باشد. این تأخیرها می‌توانند ناشی‌از ساختار اقتصادی و یا رفتار و واکنش احتیاط‌آمیز کارگزاران اقتصادی نسبت به سیاست‌ها و وقایع باشد که یکی از جدیدترین روش‌ها برای بررسی اثرات‌تأخیری متغیرها، روش خودتوضیحی با وقفه‌های‌توزیعی یا ARDL(p,q_i) است. در این مدل، متغیر وابسته تحت تأثیر وقفه‌های همان‌متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی (مستقل) قرار می‌گیرد.

به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند روش انگل ـ گرنجر و مدل‌های تصحیح‌خطا (ECM)[1] استفاده کرد. استفاده از روش‌های انگل ـ گرنجر یا جوهانسون دارای محدودیت‌های زیادی است. ولی روش ARDL برای متغیرهایی با درجات انباشتگی متفاوت، قابل استفاده است. در تکنیک اقتصادسنجی ARDL، امکان لحاظ وقفه‌های بهینه متفاوت هر متغیر، در مراحل مختلف تخمین وجود دارد؛ درحالی‌که در رویکرد جوهانسون این امکان فراهم نیست. همچنین،

[1] Erorr Correction Model

برآوردگرهای رهیافت ARDL به‌دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، نااریب[1] و کارا[2] هستند. همچنین، این رویکرد، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند. اصولا، یکی از دلایل بسیار مهم استفاده از روش خودرگسیونی با وقفه‌های گسترده محدود بودن داده‌ها و مشاهدات است. از دیگر مزایای این روش آن است که تغییرات کوتاه‌مدت، بلندمدت و تصحیح خطا را یک‌جا در اختیار محقق قرار می‌دهد. در مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، علاوه‌بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان بررسی روابط پویای کوتاه‌مدت و نیز محاسبه سرعت تعدیل عدم‌تعادل‌های کوتاه‌مدت در مسیر رسیدن به تعادل بلندمدت وجود دارد. از طرفی، روش ARDL حتی در نمونه‌های کوچک‌تر نیز نتایج رضایت بخشی دارد؛ درحالی‌که، در سایر روش‌ها مثل انگل ـ گرنجر و ... ، نتایج تورش‌دار خواهند بود.

تکنیک ARDL یا همان روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده که روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور هم‌زمان تخمین می‌زند، توسط پسران و شین[3] (۱۹۹۹) و پسران و همکاران[4] (۲۰۰۱) بسط داده شده است. به‌علت وجود محدودیت‌هایی در استفاده از روش‌های انگل ـ گرنجر، یوهانسن ـ جوسیلوس و مدل‌های تصحیح خطا (ECM)، این افراد در مطالعات خود کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق درصدد دست‌یابی بهتر برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها هستند.

یکی از امکانات روش خود توضیحی با وقفه‌های‌گسترده ARDL، برآورد ضرایب مربوط به تعادل بلندمدت است. اما، لازم است کاذب بودن و نبودن ضرایب تعادل بلندمدت به‌دست آمده مورد بررسی قرار گیرد. به‌عبارت‌دیگر، بررسی شود آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد یا خیر. بدین‌منظور، فرایند مدل ARDL با استفاده از روش آزمون‌کرانه (باند)ها مربوط به هم‌جمعی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه گردیده، آغاز می‌شود. بنابراین، با ترکیب مدل‌رگرسیونی وقفه‌های گسترده متغیرهای توضیحی و مدل رگرسیون خودتوضیحی (اتورگرسیون) متغیر وابسته، فرم عمومی مدل‌های ARDL(p,q) به‌صورت زیر توصیف و تبیین می‌شود:

$$Y_t = \omega + \sum_{j=1}^{p} \theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + u_t \qquad (۱۵)$$

معادله (۱۵)، روابط‌پویای کوتاه‌مدت بین X و Y نشان می‌دهد که بر طبق مطالب پیشگفته، در رویکرد ARDL تعداد وقفه‌های بهینه از طریق یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک AIC[5]، شوارتز ـ بیزین،SBIC[6] ، هنان ـ کوئین، HQIC[7] و یا R^2 (ضریب تعیین) تعدیل‌شده رگرسیون انتخاب می‌شود؛ زیرا تعداد (نوع) متغیرهای توضیحی مدل از یک‌گونه باشد. مدل پویای فوق، به مدل‌خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مشهور است. اما برای وقتی که تعداد متغیرهای توضیحی مدل بیش از یک‌گونه باشد، برای حالت کلی ARDL(p, $q_1, q_2, \ldots, q_k$) خواهیم داشت:

$$Y_t = \omega + \sum_{j=1}^{p} \theta_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} X_{2,t-i} + \ldots\ldots + \sum_{i=0}^{q_k} \beta_{ki} X_{k,t-i} + \lambda w_t + u_t \qquad (۱۶)$$

[1] Unbiased Estimators
[2] Efficient Estimators
[3] Pesaran & Shin
[4] M.Hashem Pesaran et al
[5] Akaike –Information on Criteri
[6] Schwarz – Bayesian Information Criterion
[7] Hannan-Quinn Information Criterion

در معادله (١٦)، متغیر w_t می‌تواند نماینده متغیرهای برون‌زا، مجازی و نیز روند باشد؛ از این‌رو، شرط وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی)، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$1-\left(\theta_1+\theta_2+\theta_3+...+\theta_p\right)\geq 0 \qquad (۱۷)$$

یعنی، زمانی که مجموع جبری ضرایب متغیر وابسته وقفه‌دار، کوچکتر یا مساوی یک باشد؛ در این‌صورت، رابطه بین مدل‌پویای کوتاه‌مدت به‌سمت رابطه تعادلی بلندمدت حرکت خواهد کرد و بین متغیرهای مدل هم‌انباشتگی وجود دارد. الگوی مزبور ازجمله الگوهایی است که هم برای داده‌های سری‌زمانی و هم برای داده‌های پانل قابل استفاده است. همچنین، این الگو از جمله مدل‌هایی است که جهت آزمون هم‌گرایی (هم‌جمعی) تحت عنوان «رگرسیون‌های هم‌گرایی» کاربرد گسترده‌ای دارد. آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل‌تحقیق و نیز ماتریس همبستگی دو به دوی بین آنها، در جدول (١) ارائه گردیده است.

جدول ١. آماره‌های توصیفی و ماتریس هم‌بستگی متغیرهای مدل تحقیق

متغیرها شرح	LOG(L)	LOG(W)	LOG(k)	LOG(P)	LOG(Y)	ELA
مشاهدات	٣١	٣١	٣١	٣١	٣١	٣١
میانگین	١٤/٨٩	٦/٩٩	-١/٠٢	٣/٤٤	١٣/٥٣	-٠/٣٤
حداکثر	١٥/٢	٧/٤٤	-٠/٦٢	٥/٩٧	١٤/١١	٧/٧٧
حداقل	١٤/٣٥	٦/٤٢	-١/٣٥	٠/٨٠	١٢/٩٧	-١٩/٦١
انحراف معیار	٠/٢٣	٠/٢٣	٠/٢٢	١/٥٥	٠/٣٦	٣/٩٢
ضریب چولگی	٠/٧٨	-٠/١٠	٠/٢٥	٠/٠١	-٠/٠٨	-٣/٧٣
ضریب کشیدگی	٢/٥٥	٢/٩٣	١/٧٠	١/٩٢	١/٧٥	٢٠/٨٨
LOG(L)	١					
LOG(W)	٠/٦٨٦٥	١				
LOG(k)	٠/٦١٨٨	٠/٥٢٨٧	١			
LOG(P)	٠/٩٣٥١	٠/٥٣٣٨	٠/٧٣٠٦	١		
LOG(Y)	٠/٨٤١٠	٠/٨٤٧٠	٠/٨١٨٠	٠/٧٨١٠	١	
ELA	٠/١٢٨٥	٠/٠١٩٥	٠/١٤٩٠	٠/١٤٩٠	٠/١٨٩٦	١

منبع: یافته‌های تحقیق

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

- آزمون مانایی و هم‌انباشتگی

قبل از بررسی و انجام آزمون‌های فروض‌کلاسیک، موضوع تصریح‌درست مدل، ثبات‌ساختاری مدل، هم‌جمعی و روابط‌بلندمدت، آزمون ریشه واحد[1] برای بررسی مانایی[2] تمام متغیرها جهت حصول اطمینان از عدم‌وجود رگرسیون کاذب[3] و این‌که هیچ‌یک از متغیرهای مدل انباشته از مرتبه دو یعنی I(2) نیستند، انجام می‌شود که بر اساس نتایج مندرج در جدول (۲)، همه متغیرهای مدل یا در سطح و یا حداکثر در اولین تفاضل ایستا هستند؛ زیرا یکی از خصوصیات الگوی ARDL این است که متغیرهای دخیل در الگو، باید درجه انباشتگی صفر تا یک را دارا باشند تا بتوان از این روش برای تخمین روابط‌بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده کرد (گجراتی[4]، ۱۹۹۵). نتایج آزمون فرآیند مانایی (ریشه واحد) متغیرهای مدل‌تحقیق با استفاده از رهیافت دیکی فولر تعمیم‌یافته[5]، در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول ۲. آزمون فرایند مانایی متغیرهای مدل‌تحقیق با استفاده از رهیافت دیکی فولر تعمیم‌یافته

عنوان متغیر	آزمون مانایی			ارزش احتمال (p-value)	مرتبه انباشتگی (مانایی)
	در سطح	با یک مرتبه تفاضل‌گیری	آماره آزمون		
LOG(L)	*(+)	*(–)	-۳/۱۳٤۲	۰/۰۳٤٦	I(o)
LOG(W)	(–)	(+)	-٤/۰٤۱۷	۰/۰۰٤۱	I(1)
LOG(k)	(–)	(+)	-۳/۸٥۰٦	۰/۰۰٦٦	I(1)
LOG(P)	(–)	(+)	-۳/۷۲۲٦	۰/۰۰۹۰	I(1)
LOG(Y)	(–)	(+)	-۳/۱۳٤۲	۰/۰۰۳۳	I(1)
ELA	(+)	(–)	-٤/۷۱۳٤	۰/۰۰۰۷	I(o)

*علائم (+) و (–)، به‌ترتیب، معرف مانا بودن و مانا نبودن متغیر در سطح/ تفاضل مرتبه اول است.

منبع: یافته‌های تحقیق

اگر رابطه (١٦) را اندکی تغییر دهیم، در حالت کلی خواهیم داشت:

$$Y_t = c_0 + \sum_{j=1}^{p} c_{1,j}\Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q_1} c_{2i}\Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} c_{3i}\Delta X_{2,t-i} + \ldots\ldots + \sum_{i=0}^{q_k} c_{k+1,i}\Delta X_{k+1,t-i} + \mu_0 Y_{t-1} + \mu_1 X_{1,t-1} + \mu_2 X_{2,t-1} + \ldots\ldots + \mu_k X_{k,t-1} + B w_t + u_t \quad (١٨)$$

فرضیه‌های این آزمون هم‌گرایی که به آزمون کرانه‌های «باند» نیز معروف است، به‌شکل زیر بیان می‌شود:

[1] Unit Root Test
[2] Stationarity
[3] Fictitious regression
[4] Gujarati
[5] Augmented Dickey – Fuller (ADF)

$$H_0 : \mu_0 = \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k = 0$$
$$H_1 : \mu_0 \neq \mu_1 \neq \mu_2 \neq ..... \neq \mu_k \neq 0 \quad (۱۹)$$

براساس این آزمون، زمانی رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرهای مدل برقرار خواهد بود که ضرایب Y_{t-1} و $X_{1,t-1}$ تا $X_{k,t-1}$ به‌صورت هم‌زمان و توأمان در رابطه (۱۸) معنادار باشد؛ یعنی، فرضیه صفر رد شود. مقادیر بحرانی (حد بالا و پایین) این‌آزمون که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۷) محاسبه شده است، دارای یک حد (کرانه) بالا و یک حد پایین است. حد بالا بر این فرض استوار است که تمامی متغیرها انباشته از مرتبه یک هستند و حد پایین بر این فرض استوار است که تمامی متغیرها انباشته از مرتبه صفر هستند، محاسبه شده است.

بر اساس این‌که حجم نمونه در چه محدوده‌ای است، زمانی‌که آماره F این آزمون از حد بالا بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود رابطه‌بلندمدت رد می‌شود که در این‌صورت می‌توان وجود هم‌انباشتگی (وجود رابطه تعادلی بلندمدت) بین متغیرهای مدل را پذیرفت و اگر از حد پایین کمتر باشد، فرضیه صفر رد نمی‌شود. در نهایت، زمانی‌که مقدار آماره F بین مقادیر بحرانی قرار گیرد، هیچ استنتاجی نمی‌توان کرد.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت در رابطه (١٦) با استفاده از رابطه (١٨) می‌توان گفت که براساس نتایج جدول (٣)، از آن‌جاکه آماره F از حد بالای ارزش بحرانی بیشتر بوده، وجود رابطه‌بلندمدت تأیید می‌شود و با سطح اطمینان (٩٥) درصد می‌توان گفت که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. نتایج آزمون وجود رابطه بلندمدت (هم‌جمعی) بین متغیرهای مدل‌تحقیق با استفاده از رهیافت پسران و همکاران[1] در جدول (٣) ارائه گردیده است.

جدول ٣. نتایج آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تحقیق

متغیرهای توضیحی	آزمون باندهای F						
	سطح خطای معنادار (درصد)	حد بالای ارزش بحرانی	حد پائین ارزش بحرانی	حداکثر تعداد وقفه	مشاهدات	آماره F	نتیجه
D(LOG(L)), D(LOG(W)), D(LOG(k)), D(LOG(P)), D(LOG(Y)), D(ELA)	١٠	٤/٠١	٢/٩٠٧	٢	٢٩	٥/٨٩٤	وجود هم‌جمعی
	٥	٤/٧٤٣	٢/٩٠٧				
	١	٦/٤٧٣	٤/٨٥٠				

منبع: یافته‌های تحقیق

- برآورد مدل و تحلیل نتایج

در الگوی ARDL با توجه به حجم نمونه و داده‌های سری‌زمانی، طول وقفه بهینه بر اساس ارزش حداقل معیار اطلاعاتی شوارتز ـ بیزین SBIC[2] با حداکثر وقفه[2] جهت صرفه‌جویی از دست دادن درجه‌آزادی، تعیین می‌شود. نتایج

[1] M.Hashem Pesaran et al.
[2] Schwarz – Bayesian Information Criterion

حاصل از برآورد رابطه (١٦) و تحلیل مدل کوتاه‌مدت مندرج در جدول (٤)، حاکی از تأثیر معنادار معکوس (منفی) آنی و مستقیم (مثبت) تأخیری عامل تعمیق سرمایه و نیز تأثیر معنادار مستقیم تأخیری عامل کشش جانشینی عوامل تولید بر توان و ظرفیت اشتغال‌زایی بخش صنعت‌ساخت اقتصاد ایران، طی دوره سالیانه یادشده است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل کوتاه‌مدت تحقیق با استفاده از رویکرد ARDL(1,1,1,1,0,2)

متغیرهای توضیحی	متغیر وابسته = LOG(L)			
	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال (p-value)
LOGL(-1)	۰/۷۳٦۷	۰/۱۷۹٦	٤/۱۰۱۲	۰/۰۰۱
LOGW	-۰/۱٦۱۱	۰/۰۷۲۵	-۲/۲۲۲۸	۰/۰٤۱
LOGW(-1)	۰/۱۵۵۹	۰/۱۱۱۰	۱/٤۰۵۲	۰/۱۷۹
LOGk	-۰/۳۵۰۸	۰/۰٦۹۰	-۵/۰۸۷۰	۰/۰۰۰
LOGk(-1)	۰/۲٤۰۷	۰/۰۷۸۰	۳/۰۸٦٦	۰/۰۰۷
LOGP	-۰/۰۳۳۲	۰/۰٦۱۲	-۰/۵٤۲٦	۰/۵۹٤
LOGP(-1)	۰/۱۹۹۹	۰/۱۰۱۰	۱/۹۸۰۱	۰/۰٦۵
LOGY	۰/۱۳۸۸	۰/۰۷۷۲	۱/۷۹۷۷	۰/۰۹۱
ELA	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰٤۷	-۱/۱٦۰۲	۰/۲٦۳
ELA(-1)	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵۵	-۰/۹۲۷۷	۰/۳٦۷
ELA(-2)	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۰	۲/۵۸٤۳	۰/۰۲۰
عرض از مبدأ =C	۱/۸٤٦٤	۱/٤٤۲٤	۱/۲۸۰۱	۰/۲۱۹
روند TREND	-۰/۰۲٦۳	۰/۰۱۱۲	-۲/۳٤۹۷	۰/۰۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بلندمدت رابطه (١٧) بر اساس معیار اطلاعاتی SBIC و مدل ARDL در جدول (٥) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ظرفیت اشتغال‌زایی صنعت‌ساخت ایران طی دوره سالیانه ١٣٦٨ - ١٣٩٨با قیمت فروش محصول و میزان تولید محصول تولیدی رابطه معنادار مستقیمی و با عوامل تعمیق سرمایه و روند زمانی رابطه معنادار معکوسی داشته است، اما اثر بلندمدت متغیرهای دستمزد نیروی کار و کشش جانشینی عوامل بر ظرفیت اشتغال‌زایی صنعت‌ساخت ایران طی دوره پیشگفته، فاقد تفسیر معنادار بوده است.

جدول ٥. نتایج برآورد مدل بلندمدت متناظر با مدل ARDL(1,1,1,1,0,2)

متغیرهای توضیحی	متغیر وابسته = LOG(L)			
	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال (p-value)
LOG(W)	-۰/۰۱۹٤	۰/۲۱۸٦	-۰/۰۸۸۹	۰/۹۳۰
LOG(k)	-۰/٤۱۸۱	۰/۱۵٤٦	-۲/۷۰۵٤	۰/۰۱٦
LOG(P)	۰/٦۳۳۵	۰/۱۸۳۹	۳/٤٤٤۷	۰/۰۰۳

متغیرهای توضیحی	متغیر وابسته = LOG(L)			
	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال (p-value)
LOG(Y)	۰/۵۲۷۱	۰/۱۵٤۰	۳/٤۲۳۷	۰/۰۰۳
ELA	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۷۹	۰/٦٦۷٦	۰/۵۱٤
روند TREND	-۰/۰۹۹۹	۰/۰۳۵۹	-۲/۷۸۰۱	۰/۰۱۳

منبع: یافته‌های تحقیق

متناظر با هر رابطه بلندمدت، یک الگوی تصحیح خطای (ECM) وجود دارد که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. چارچوب کلی مدل تصحیح‌خطای الگوی‌بلندمدت ARDL به‌صورت زیر پیکربندی می‌شود:

$$\Delta Y_t = \omega_0 + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta X_{2,t-i} + \ldots\ldots + \sum_{i=0}^{q_k} \beta_{ki} \Delta X_{k,t-i} + \lambda . ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲۰)$$

در حالت کلی، الگوی تصحیح خطا برای مدل فوق که در آن هم X_t و هم Y_t به‌صورت تفاضلی، مانا (انباشته از درجه یک یعنی، I(۱)) هستند، به‌صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲۱)$$

$$\hat{u}_{t-1} = ECM_{t-1} = ECM(-1) = CointEq(-1) = Y_{t-1} - \left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{t-1}\right) \quad (۲۲)$$

در رابطه (۲۱) جمله خطا با یک وقفه‌زمانی به‌عنوان جمله تصحیح خطا حضور دارد که در این رابطه تمامی متغیرها مانا هستند. ضریب β_1 نشان‌دهنده اثر آنی روابط‌پویای کوتاه‌مدت بوده و ضریب β_2 نشان‌دهنده اثر تأخیری مقدار تعدیلی (اصلاحی) است که در هر دوره انجام می‌شود. هر چه مقدار این ضریب ـ در دامنه‌های مجاز ـ بیشتر باشد، سرعت‌تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت بیشتر خواهد بود. مدل تصحیح خطای متناظر با الگوی بلندمدت ARDL(1,1,1,1,0,2) به‌شرح زیر تبیین و فرمول‌بندی می‌شود:

$$\Delta LOG(L)_t = \omega_0 + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta LOG(L)_{t-j} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta LOG(W)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta LOG(k)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta LOG(P)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \Delta LOG(Y)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta(ELA)_{t-i} + \lambda . ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲۳)$$

که در رابطه (۲۳)، ضریب λ معرف میزان سرعت‌تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل‌بلندمدت و یکی از مؤلفه‌های بسیار مهم در مدل تصحیح خطا، می‌باشد. همچنین، می‌توان گفت که اگر در این مدل، مجموع ضرایب متغیرهای وقفه‌دار متغیر وابسته، کمتر از یک باشد، این الگوی پویای کوتاه‌مدت به‌سمت الگوی تعادل بلندمدت هم‌گرایی خواهد داشت. نتایج نشان می‌دهد که حدود چهار دوره (سال) طول می‌کشد تا ظرفیت اشتغال‌زایی صنعت‌ساخت ایران به روند بلندمدت خود بازگردد. به‌عبارت‌دیگر، مطابق نتایج مندرج در جدول (٦)، در هر دوره ۲٦ درصد از عدم تعادل (شکاف) بین کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌منظور رسیدن به تعادل‌بلندمدت، تعدیل و اصلاح می‌شود.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) متناظر با الگوی تحقیق

متغیرهای توضیحی	متغیر وابسته = D(LOG(L))			
	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال (p-value)
عرض از مبدأ =C	۱/۸۲۰۱	۰/۲۳۹۳	۷/٦۰۵۲	۰/۰۰۰
D(LOG(W))	-۰/۱٦۱۱	۰/۰۵۲۸	-۳/۰٤۹٤	۰/۰۰۸
D(LOG(k))	-۰/۳۵۰۸	۰/۰٤۳٦	-۸/۰۵٤۲	۰/۰۰۰
D(LOG(P))	-۰/۰۳۳۲	۰/۰۵۰٤	-۰/٦۵۸۰	۰/۵۲۰
D(ELA)	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰٦	-۰/۹۱۰۲	۰/۳۷٦
D(ELA(-1))	-۰/۰۰۲٤	۰/۰۰۰٦	-۳/۹٤٦۳	۰/۰۰۱
CointEq(-1)	-۰/۲٦۳۳	۰/۰۳۵۰	۷/۵۳۱۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در حالت کلی، رشد سرمایه فیزیکی توأم با رشد خدمات سرمایه وقتی از رشد نیروی کار بیشتر شود، می‌گویند تعمیق سرمایه ایجادشده یا در حال رخ دادن است. در این مقاله، موضوع تعمیق سرمایه بدون احتساب خدمات سرمایه لحاظ شد. بنابراین، تعمیق سرمایه در این مقاله به‌معنای رشد بیشتر سرمایه فیزیکی از رشد نیروی کار است؛ به‌طوری‌که تغییر ظرفیت اشتغال‌زایی عامل کار ناشی از تعمیق سرمایه فیزیکی (فزونی نرخ رشد عامل سرمایه‌فیزیکی نسبت به نرخ رشد عامل نیروی کار) به چگونگی ترکیب این عامل با عامل سرمایه، نوع تکنولوژی تولید، بازدهی نسبت به مقیاس، میزان کشش جانشینی نهاده‌ها، امکان ایجاد صنایع جدید، گسترش صنایع موجود و غیره بستگی خواهد داشت. می‌توان گفت که مقوله «تعمیق سرمایه فیزیکی» از طریق افزایش تولید، ارتقای بهره‌وری نیروی کار، ایجاد صنایع جدید، گسترش صنایع موجود، توأم با کم‌تر بودن کشش جانشینی نهاده‌ها، به‌عنوان یکی از ابزارهای مهم سیاست‌گذاری توسط کارگزاران اقتصادی درجهت اتخاذ راهبردهای رشد و توسعه، ازجمله افزایش ظرفیت اشتغال‌زایی بخش‌های مختلف اقتصادی، بسیار مؤثر و خواهد بود؛ زیرا که این پژوهش به‌دنبال بررسی آن است که راهبرد تعمیق سرمایه توأم با عامل میزان کشش جانشینی نهاده‌ها (کار و سرمایه) چه تأثیری بر ظرفیت و توان اشتغال‌زایی نیروی کار در سطح صنعت ساخت ایران دارد.

از منظر اقتصاد کلان، تعمیق‌سرمایه نوعی سیاست مالی انبساطی (سرمایه‌گذاری) است که موجب افزایش سطح تقاضای کل، بالا رفتن سطح عمومی قیمت‌ها، افزایش تولید (از طریق افزایش تقاضای نیروی کار) و افزایش ظرفیت اشتغال‌زایی خواهد شد. ازسوی دیگر، از دیدگاه اقتصاد خرد و طبق مفهوم کشش جانشینی عوامل، به‌دنبال تغییر در قیمت‌های نسبی عوامل، تقاضا برای هریک از عوامل تغییر می‌کند. هر چه میزان کشش‌جانشینی بین دو نهاده کار و سرمایه کم‌تر باشد، آن دو نهاده مکمل و هرچه کشش بیشتر باشد، درجه جانشینی بین آنها بالاتر است؛ بنابراین، هر چه درجه مکمل بودن عوامل تولید بیشتر باشد، اتخاذ راهبردهای تعمیق سرمایه به‌منظور افزایش ظرفیت اشتغال‌زایی نیروی کار، کارا و مؤثرتر خواهد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از برآورد و تحلیل مدل حاکی از تأثیر کوتاه‌مدت معنادار معکوس (منفی) آنی عامل تعمیق سرمایه (با افزایش یک درصد تعمیق سرمایه فیزیکی، ۰/۳۵ درصد ظرفیت اشتغال‌زایی کاهش می‌یابد که با توجه به ضریب متغیر توضیحی سرمایه سرانه، تفسیر علامت منفی و مقدار کمتر از واحد این آماره، مبیین وجود بازده فزاینده نسبت به مقیاس تولید و کشش تولیدی بیشتر از واحد عامل سرمایه در صنعت ساخت ایران است) و تأثیر مستقیم (مثبت) تأخیری آن عامل (با افزایش یک درصد تعمیق سرمایه فیزیکی در سال قبل، ۰/۲٤ درصد ظرفیت اشتغال‌زایی سال جاری افزایش می‌یابد) و نیز تأثیر بلندمدت معنادار معکوس آنی عامل تعمیق سرمایه (با افزایش یک درصد تعمیق سرمایه فیزیکی، ۰/٤۲ درصد ظرفیت اشتغال‌زایی کاهش می‌یابد) و نیز تأثیر اندک کوتاه‌مدت معنادار مستقیم تأخیری عامل کشش جانشینی عوامل تولید که ناشی از تحرک‌ناپذیری و عدم‌امکان جانشینی آسان عوامل در بخش صنعت ایران می‌تواند باشد (با افزایش یک درصد کشش جانشینی عوامل تولید با دو وقفه زمانی، ۰/۰۰۲۵ درصد ظرفیت اشتغال‌زایی آنی بخش صنعت ساخت اقتصاد ایران، طی دوره سالیانه ۱۳٦۸–۱۳۹۸ افزایش می‌یابد).

طبق مدل تصحیح‌خطا (ECM)، سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت جهت رسیدن به تعادل بلندمدت نیز به‌میزان (۰/۲٦–) در مدل تصحیح‌خطا برآورد شده که این ضریب معرف سرعت حرکت به‌سمت تعادل بلندمدت است و این‌که الگوی پویای کوتاه‌مدت به‌سمت الگوی تعادل بلندمدت، هم‌گرایی و گرایش دارد. این پارامتر نشان می‌دهد که اگر به‌هردلیل (شوک و نوسان) بازار اشتغال در بخش صنعت ساخت از تعادل خارج شود، ظرفیت اشتغال‌زایی در بخش صنعت ساخت ایران، هر دوره (سال)، حدود (۲٦) درصد به روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. به‌بیان‌دیگر، قریب به چهار (قدر مطلق عکس ضریب یادشده) سال طول می‌کشد تا شکاف بین دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تصحیح و برطرف شود و مجدداً به تعادل بلندمدت بازگردد. در این راستا، با توجه به نتایج می‌توان سیاست‌ها و پیشنهادهای زیر را توصیه کرد:

به‌دلیل نقش و اثر تأخیری معنی‌دار تعمیق‌سرمایه بر سطح تقاضای نیروی‌کار از طریق افزایش بهره‌وری عوامل در راستای همسو شدن گسترش دو نهاده سرمایه و نیروی کار و همچنین، اهمیت اشتغال در بخش صنعت‌ساخت، باید تعمیق سرمایه در بخش مزبور از طریق اعمال سیاست‌های تشویقی و حمایتی گسترش‌یابد؛ به‌طوری‌که کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و اعطای تسهیلات بیشتر به واحدهای تولیدی بخش صنعت‌ساخت و هدایت آنها درجهت خرید تجهیزات نوین و پیشرفته‌تر و جذب سرمایه‌گذاری خارجی، تقویت رشد تولید، تحرک‌پذیری بیشتر عوامل و اشتغال‌زایی بیشتر در بخش صنعت ساخت کشور به‌همراه خواهد داشت.

بهره‌گیری بیشتر از تجارب بین‌المللی، بومی‌سازی دانش فنی و انتقال فن‌آوری‌های نوین از طریق تعمیق سرمایه (به‌کارگیری ماشن‌آلات مدرن و تجهیزات روز دنیا) درجهت افزایش سطح رقابت‌پذیری محصولات بخش صنعت‌ساخت و ارتقای توان استفاده از دانش فنی در تولید محصولات صنعتی، همچنین گسترش ارتباطات‌علمی در سطوح مختلف ملی، منطقه‌ای و بین‌المللی و ارتقای سطح‌ک یفی نیروی انسانی تربیت‌شده و همچنین، ارائه آموزش‌های مستمر حرفه‌ای به آنان برای ارتقای بهره‌وری نیروی کار و سودآوری بیشتر سرمایه‌گذاری، زمینه‌ساز افزایش سطح تولید و ارتقای توان اشتغال‌زایی در بخش صنعت‌ساخت کشور خواهد بود.

با توجه به اثر مثبت بلندمدت بهره‌وری نیروی کار بر توان اشتغال‌زایی بخش صنعت‌ساخت، باید اقدامات و سیاست‌گذاری‌های لازم جهت ارتقای سطح بهره‌وری نیروی کار از طریق ارتقای سطح کیفی نیروی انسانی ماهر و تربیت‌شده و نیز ارائه آموزش‌های مستمر حرفه‌ای و کاربردی برای آنان صورت گیرد.

انتخاب تکنولوژی مناسب و سازگار در بخش صنعت‌ساخت ایران در راستای امکان جانشینی آسان عوامل و تعمیق‌سرمایه، افزایش توان اشتغال‌پذیری تولیدکنندگان آن بخش را می‌توان به‌همراه داشته باشد. با توجه به پائین بودن سطح انعطاف‌پذیری فرایند تولید و سهولت اندک امکان جانشینی نهاده‌ها در بخش صنعت‌ساخت ایران، راهبرد تعمیق سرمایه باید درجهت افزایش یا حداقل حفظ اشتغال بخش، به‌طور دقیق و مدبرانه اتخاذ گردد.

برای سهولت در تکامل ساختار بخش‌صنعت، مهم است که با طراحی سیاست‌هایی مانند تعمیق سرمایه و گسترش سرمایه‌گذاری در آموزش مستمر نیروی کار و توسعه یک سیستم تأمین مالی انعطاف‌پذیر، اطمینان حاصل شود که منابع سرمایه و نیروی کار بتوانند با سهولت نسبی در سراسر صنایع جریان و تحرک لازم را داشته باشند.

منابع

- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا: تهران.
- بازدار اردبیلی، پریسا و رضایی ارجرودی، عبدالرضا (۱۳۸۷). تعیین رابطه سرمایه‌گذاری با ایجاد اشتغال در بخش حمل و نقل. *پژوهش‌نامه حمل و نقل*، ۵(٤)، ۲۹۵-۳۰٦.
- رضایی، مهدی، حیدری، خلیل و یعقوبی‌منظری، پریسا (۱۳۹٦). شناسایی اولویت‌های سرمایه‌گذاری صنعتی در ایران با تأکید بر رشد ارزش‌افزوده. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۲)، ۱۱۱-۱۳۵.
- پیندیک، رابرت و رابینفیلد، دانیل (۱۳۷۰). *الگوهای اقتصادسنجی و پیش‌بینی‌های اقتصادی*، ترجمه: محمدامین کیانیان. انتشارات سمت: تهران، چاپ اول.
- والیس، کنت.اف. (۱۳۷۳). *اقتصادسنجی کاربردی (موضوعات انتخابی)*، ترجمه: دکتر حمید ابریشمی. انتشارات سمت: تهران، چاپ اول.
- کریمی‌راهجردی، اباذر و نوفرستی، محمد (۱۳۹۵). برآورد کشش‌های جانشینی نهاده انرژی در تابع تولید کلان اقتصاد ایران به روش CES دو مرحله‌ای. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۷(۲٦)، ۷۱-۹٦.
- فرجی دیزجی، سجاد، (۱۳۹۷). *تئوری اقتصادخرد*. نشر فوژان: تهران، چاپ پنجم.
- شیرین‌بخش ماسوله، شمس‌اله و صلوی‌تبار، شیرین (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی‌با ایویوز ۸ و ۹*. انتشارات نورعلم: تهران.
- منجذب، محمدرضا (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصاد پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا*. نشر کتاب مهربان: تهران، چاپ اول.
- حقیقت، جعفر و اکبر موسوی، سیدصالح (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی‌کاربردی*. انتشارات نورعلم: تهران، جلد اول، چاپ اول.
- سلطانی، غلامرضا (۱۳۸۳). تعیین نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی. *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(٤٥)، ۱۹-٤۰.
- مولایی، محمد و آشتیانی، مدیحه (۱۳۹۱). تخمین تابع تقاضای نیروی کار در بخش‌صنعت طی سال‌های ۱۳۵۸ ـ ۱۳۸۷. *فصلنامه پژوهش‌های‌اقتصادی (رویکرد اسلامی ـ ایرانی)*، ۱۲(۲۵)، ۲۲۷-۲٤۲.
- فرجادی، غلامعلی و همکاران (۱۳۷۸). *مطالعات آماده‌سازی تدوین برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی‌ایران*. سازمان برنامه و بودجه کشور، مرکز مدارک اقتصادی ـ اجتماعی، تهران.

- سبحانی، حسن و عزیز محمدلو، حمید (١٣٨٤). تحلیلی بر نقش مخارج سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال در زیر بخش‌های صنعت ایران (با تأکید بر صنایع بزرگ). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ٧(٢٤)، ١-٣١.
- بلالی، حمید و خلیلیان، صادق (١٣٨٢). تأثیر سرمایه‌گذاری بر اشتغال‌زایی و تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ١١(٤١ و ٤٢)، ١١٧-١٣٦.
- مرکز آمار ایران (١٤٠٠). *نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر (سال‌های ١٣٦٨ تا ٩٨)*.
- سازمان برنامه و بودجه کشور (١٤٠٠). *امور اقتصاد کلان، آمارهای سری زمانی شاخص‌های منتخب بازار کار در دوره ١٣٦٥ ـ ١٣٩٩*.
- سازمان برنامه و بودجه کشور (١٣٩٤). *امور اقتصادکلان، آمارهای جمعیت‌شاغل سال‌های مختلف، به تفکیک بخش‌های اقتصادی*.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (١٤٠٠). بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی سال‌های مختلف.
- Acemoglu, D., & Guerrieri, V. (2008). Capital deepening and nonbalanced economic growth. *Journal of Political Economy*, *116*(3), 467-498.
———. 2006. *Capital deepening and nonbalanced economic growth*. Working Paper no. 12475, NBER, Cambridge, MA.
- Acemoglu, D. (2002). Directed technical change. *Review of Economic Studies*, *69*(4), 781-809.
——— 2008. *Introduction to modern economic growth. Princeton*.. NJ: Princeton Univ. Press, forthcoming.
- Antras, Pol. (2001). *Is the U.S. aggregate production function Cobb-Douglas? New Estimates of the Elasticity of Substitution*. Manuscript, Massachusetts Inst. Tech.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growt*h. Cambridge, MA: MIT Press.
- Baumol, W. J. (1967). *Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis*. A.E.R. 57 (June), 415–26.
- Buera, F. & Kaboski, J.(2006). *The rise of the service economy*. Manuscript, Northwestern University.
- Caselli, F., & Coleman, J. (2001). *The U.S. structural transformation and regional convergence: A reinterpretation*. J.P.E. 109 (June), 584–617.
- Chenery, H. (1960). Patterns of industrial growth. A.E.R. 50 (September), 624–54.
- Chirinko, R. (1993). Business fixed investment: A critical survey of modeling strategies, empirical results and policy implications. *Journal of Economic Literature*, *31*, 1875–1911.
- Chirinko, R. S., Steven M. F., & Andrew, P. M. (1999). How responsive is business capital formation to its user cost? *Journal of Public Economics*, *74*(1), 53-80
- Foellmi, R., & Zweimuller, J. (2002). *Structural change and the kaldor facts of economic growth*. Discussion Paper no. 3300, Centre Econ. Policy Res., Paris.
- Hamermesh, D. S. (1993). *Labor demand*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press. The Historical Statistics of the United States. 2006. Edited by Susan B. Carter, Scott.
- Judd, K. (1998). *Numerical methods in economics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Kaldor, N. (1961). *Capital accumulation and economic growth*. In the theory of capital: Proceedings of a conference of the international economic association, edited by Friedrich A. Lutz and Douglas C. Hague. London: Macmillan.
- Kuznets, S. (1957). Quantitative aspects of the economic growth of nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force. *Economical Development and Cultural Change*, *5*(4), 1–112.
———. 1973. *Modern economic growth: findings and reflections*. A.E.R. 63, 247–58.
- Laitner, J. (2000). Structural Change and Economic Growth. *Review Economics Studies*, *67*, 545–61.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage and economic growth. *Journal of Economics Theory*, *58*, 317–34.
.———. 2002. *The Rise of Mass Consumption Societies*. J.P.E. 110 (October): 1093–1120.
———. 2008. Structural change. In The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd ed., edited by Steven N. Durlauf and Lawrence Blume. New York : Macmillan.

- Nadiri, M. I. (1970). Some approaches to theory and measurement of total factor productivity: A Survey. *Journal of Economic Literature*, *8*(4), 1137-77.
- Ngai, R. (2006). *Christopher pissarides. Structural Change in a Multisector Model of Growth*. Manuscript, London School Econ.
- Sobek, M. (2001). *New statistics on the U.S. labor force, 1850–1990. Historical Methods 34 (Spring)*. 71–87.
- Weiss, Th. (1992).*U.S. Labor Force Estimates and Economic Growth. In American Economic Growth and Standards of Living before the Civil War*, edited by Robert E. Gallman and John Joseph Wallis. Chicago: Univ. Chicago Press.
- Hernando, Z., & Young, A. (2006*). Labor's Shares—aggregate and industry: accounting for both in a model with induced innovation*. Manuscript, University. Mississippi.
- Francisco, A., & Van Long, N. (2011). Capital–labor substitution, structural change, and growth. *Scientific Series*, CIRANO.
- Klump, R., McAdam, P., & Willman, A. (2011). *The normalized CES production function, theoty and emprics*. Working Paper Series, European Central Bank.
- Francisco A., Van Long, N., & Poschke, M. (2017). Capital–labor substitution, structural change, and growth. *Theoretical Economics*, *12*(3), 1229–1266.