

تخمین سهم عوامل مؤثر بر سوء تخصیص سرمایه: شواهدی از کارگاه‌های صنعتی در اقتصاد ایران^۱

سید مهدی حسینی معصوم^۲دکتر امینه محمودزاده^۳دکتر سید علی مدنی‌زاده^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۵/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۴/۹

چکیده

در این پژوهش به تخمین سهم عوامل مختلف مؤثر بر سوء تخصیص سرمایه فیزیکی در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. بدین منظور از یک مدل تعادل عمومی استفاده می‌شود که در آن عواملی همچون هزینه تعدیل سرمایه، ناطمینانی (در سطح بنگاه) و ناهمگنی در قدرت بازار و توابع تولید بنگاه‌ها وجود دارند. با تخمین پارامترهای مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، می‌توان سهم هر کدام از این عوامل در سوء تخصیص را محاسبه کرد. در این پژوهش از داده تابلویی کارگاه‌های صنعتی ایران در آخرین بازه در دسترس (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲) برای محاسبه گشتاورها و تخمین پارامترهای مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد می‌توان تا بیش از ۸۰ درصد سوء تخصیص مشاهده شده در اقتصاد ایران را به سه عامل هزینه‌های تعدیل، ناهمگنی در تابع تولید و ناهمگنی در قدرت بازار بنگاه‌ها نسبت داد. در مقایسه با مطالعات مشابه، نقش هزینه‌های تعدیل در ایران به طور قابل توجهی بیشتر از سایر کشورها است. همچنین نشان داده می‌شود سوء تخصیص طی بازه زمانی مورد مطالعه افزایش یافته و این امر ناشی از افزایش نقش اختلال‌ها در اقتصاد بوده است.

واژگان کلیدی: اقتصاد ایران، سوء تخصیص، سرمایه فیزیکی، کارگاه‌های صنعتی

طبقه‌بندی JEL: D22, D24, D25, E22, G31

۱. این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد سید مهدی حسینی معصوم در دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف استخراج شده است. نویسندگان از ریاست محترم مرکز آمار ایران، دکتر جواد حسین‌زاده و کارکنان این مرکز برای همکاری و در اختیار گذاشتن داده‌ها صمیمانه تشکر می‌کنند. همچنین از داوران پایان‌نامه، آقایان دکتر محمدحسین رحمتی و دکتر حسین جوشقانی برای نظرات مفیدشان قدردانی می‌کنیم. حسینی معصوم از آقای حمیدرضا عظیمی‌نیا برای ارائه راهنمایی‌های راهگشا سپاسگزار است.

۲. دستیار پژوهشی در مقطع پیشادکتری، مدرسه اقتصاد لندن، لندن، انگلستان.

s.m.hosseini-maasoum@lse.ac.uk, (LSE)

۳. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

mahmoodzadeh@sharif.edu

madanizadeh@sharif.edu

۴. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

۱. مقدمه

دلیل تفاوت در ثروت، تولید و رفاه سرانه کشورهای مختلف همواره از پرسش‌های مهم علم اقتصاد بوده است. جمع‌بندی کلی ادبیات آن است که نهاده‌های تولید بخش قابل‌توجهی از تفاوت درآمد سرانه بین کشورها را توضیح نمی‌دهد و تفاوت اصلی کشورها در بهره‌وری کلی عوامل تولید (TFP)^۱ نهفته است (هال و جونز، ۱۹۹۹). در پاسخ به این سؤال جدید که چه عواملی باعث تفاوت در TFP کشورها می‌شوند ادبیات به دو دسته کلی تقسیم می‌شود. دسته اول ایده «عدم به‌کارگیری فناوری‌های برتر» را مطرح می‌کنند که در آن بنگاه‌های کشورهای درحال توسعه به دلایل مختلف (از جمله دخالت‌های مخرب دولت مانند اعطای انحصار، محدود کردن تجارت خارجی و عدم حفاظت از حقوق مالکیت) از فناوری‌های به‌روز و کارا استفاده نمی‌کنند و در نتیجه کل اقتصاد بهره‌وری پایین‌تری خواهد داشت (پرنته و پرسکات، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰؛ اشمیتز، ۲۰۰۵). شاخه دوم و جدیدتر ادبیات، به‌جای در نظر گرفتن یک بنگاه نماینده برای هر کشور، بر ناهمگنی و تفاوت بنگاه‌های داخل هر کشور متمرکز می‌شود. ادبیات پیرامون مفهوم «سوءتخصیص»^۲ بر پایه این ایده اساسی شکل گرفته که تفاوت بهره‌وری کل عوامل تولید بین کشورها، علاوه بر بهره‌وری تک‌تک بنگاه‌ها، به نحوه تخصیص نهاده‌های تولید بین بنگاه‌های (ناهمگن) آن کشورها نیز وابستگی مستقیم دارد.

این پژوهش در پی پاسخ به این پرسش است که «سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایه فیزیکی در اقتصاد ایران چه قدر است؟» اهمیت دانستن پاسخ این سؤال در آن است که برای رفع سوءتخصیص، حرکت به سوی تخصیص بهینه و در نتیجه افزایش بهره‌وری، ابتدا باید عوامل موجد سوءتخصیص را بشناسیم؛ زیرا رفع هر یک از عوامل نیازمند راه‌حل مجزایی است. برخی از عواملی که باعث ایجاد سوءتخصیص می‌شوند اساساً بهینه هستند (مثلاً سوءتخصیص ناشی از ناهمگنی در تکنولوژی یا هزینه تعدیل سرمایه بنگاه) و نیازی به اقدامی برای رفع آن‌ها نیست، زیرا به‌نوعی حاصل انتخاب بنگاه هستند. درحالی‌که برخی دیگر از عوامل، ناشی از سیاست‌های اختلال‌زای دولت و فضای نامناسب برای فعالیت اقتصادی هستند و باعث ناکارا شدن اقتصاد می‌شوند. بنابراین کمی‌سازی و تفکیک سهم عوامل مختلف در ایجاد سوءتخصیص حیاتی است.

1. Total Factor Productivity

2. Hall and Jones (1999)

3. Parente and Prescott (1999, 2000)

4. Schmitz (2005)

5. Misallocation

۶. اساساً «سوء» تخصیص در این موارد لفظ دقیقی نیست، ولی مشابه با سنت موجود در ادبیات، برای هرگونه تفاوت در تولید نهایی نهاده‌ها از این واژه استفاده می‌شود. در متن هر کجا که تخصیص ناکارا مدنظر باشد، صراحتاً از واژه «ناکارایی» استفاده می‌کنیم.

برای پاسخ به سؤال پژوهش از یک مدل تعادل عمومی بر مبنای پژوهش دیوید و ون کتسواران (۲۰۱۹) با بنگاه‌های ناهمگن استفاده می‌کنیم و پارامترها را با استفاده از داده تابلویی کارگاه‌های صنعتی و به روش گشتاورهای تعمیم یافته^۱ تخمین می‌زنیم. در نتیجه امکان تفکیک سهم پنج عامل ایجادکننده سوءتخصیص فراهم می‌شود. این پنج عامل عبارتند از: ۱. هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری؛ ۲. سایش‌های اطلاعاتی؛ ۳. اختلال‌های^۲ موجود در فضای فعالیت بنگاه؛ ۴. ناهمگنی در مارک‌آپ بنگاه‌ها؛ ۵. ناهمگنی در تکنولوژی بنگاه‌ها. سایش‌های اطلاعاتی در این مدل، صرفاً مربوط به عدم اطمینان بنگاه از بهره‌وری ویژه‌اش در آینده است و از نااطمینانی در سطح کلان که برای تمام بنگاه‌ها مشترک است صرف‌نظر شده؛ موضوعی که ممکن است برخی از نتایج کمی را متأثر کند.

یک ویژگی کلیدی این پژوهش، در نظر گرفتن چندین عامل ایجادکننده سوءتخصیص در یک مدل است. تمرکز روی یکی از عوامل ایجادکننده سوءتخصیص و در نظر نگرفتن سایر عوامل می‌تواند تخمین‌های مرتبط با نقش آن عامل را به‌طور قابل‌توجهی دچار اربب کند. با در نظر گرفتن عوامل مختلف در یک چهارچوب واحد، می‌توان تخمین‌های نارایی از نقش هر کدام از عوامل به‌دست آورد. چالشی بسیار مهم در این فرآیند، انتخاب گشتاورهای مناسب برای منطبق کردن؛ داده و مدل است. دیوید و ون کتسواران (۲۰۱۹) به‌وسیله محاسبات عددی و نیز با استدلال‌های شهودی نشان می‌دهند با انتخاب پنج گشتاور مشخص، می‌توان پارامترها را به‌صورت یکتا و بدون اربب تخمین زد.

یکی دیگر از مزیت‌های این پژوهش، استفاده از داده طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی است که از طریق مرکز آمار ایران در اختیار پژوهشگران قرار گرفته است. هرچند به‌روزترین بازه زمانی‌ای که داده در دسترس نویسندگان پوشش می‌دهد ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ است، تعداد بالای مشاهدات و محدود نبودن این داده به بنگاه‌های بزرگ فهرست‌شده در بورس می‌تواند اطلاعات بسیار ارزشمندی در اختیار پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار دهد. با توجه به تفاوت‌های اساسی بنگاه‌های کوچک و متوسط با بنگاه‌های بزرگ بورسی و همچنین سهم بالای این بنگاه‌ها از اشتغال در ایران، مطالعاتی که صرفاً با اتکا به داده‌های این شرکت‌های بزرگ انجام شوند نمی‌توانند تصویر کامل و بدون ارببی از وضعیت بنگاه‌ها در اقتصاد ایران ارائه دهند. داده این پژوهش که نمونه نماینده‌ای از تمام جمعیت کارگاه‌های صنعتی بالای ده نفر است با چنین محدودیتی روبه‌رو نیست که برای ارائه تحلیل‌های در سطح اقتصاد کلان بسیار ضروری است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهند هزینه‌های تعدیل سرمایه، ناهمگنی در تابع تولید و ناهمگنی در مارک‌آپ بنگاه سه عامل اصلی ایجادکننده سوءتخصیص در صنعت ایران هستند که پتانسیل

1. Generalized Method of Moments

2. Distortion

۳. به هر عاملی، جز هزینه تعدیل یا نااطمینانی، که بر تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه اثر بگذارد، اختلال می‌گوییم.

4. Matching moments

توضیح بیش از ۸۰ درصد پراکندگی در تولید متوسط سرمایه را دارند. به علاوه، سوء تخصیص طی بازه مورد مطالعه افزایش یافته که به‌ویژه پس از سال ۱۳۸۷ به علت افزایش نقش اختلال‌ها بوده است. ادامه این پژوهش به شرح زیر است. در قسمت ۲ مروری بر ادبیات سوء تخصیص ارائه می‌شود. بخش ۳ مدل ساختاری مورد استفاده و اهمیت انتخاب گشتاورهای مناسب را شرح می‌دهد. بخش ۴ به شرح داده می‌پردازد. نتایج پژوهش در بخش ۵ و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش ۶ آمده است.

۲. پیشینه پژوهش

شاخه‌ای متأخر در ادبیات توسعه، دلایل تفاوت در بهره‌وری کشورها را در (سوء) تخصیص منابع بین بنگاه‌های ناهمگن در یک کشور جست‌وجو می‌کند. این ادبیات را می‌توان براساس نحوه اندازه‌گیری سوء تخصیص به دو دسته روش مستقیم و غیرمستقیم طبقه‌بندی کرد (رستوچیا و راجرسون، ۲۰۱۷). در روش مستقیم، معمولاً در یک مدل ساختاری، یک یا چند عامل ایجادکننده سوء تخصیص (مانند محدودیت‌های مالی، هزینه تعدیل و ناهمگنی) قرار داده می‌شود و با تخمین پارامترهای مدل سعی می‌شود تا میزان سوء تخصیصی که هر عامل ایجاد می‌کند محاسبه شود. در روش غیرمستقیم، بدون فرض کردن عامل مشخصی برای ایجاد سوء تخصیص، به تخمین اندازه سوء تخصیص و اثرش بر بهره‌وری پرداخته می‌شود. هرچه در یک اقتصاد نابرابری بیشتری در تولید نهایی نهاده‌ها مشاهده شود، سوء تخصیص شدیدتری در آن اقتصاد وجود دارد.

از عوامل مهمی که می‌تواند باعث تفاوت در تولید نهایی سرمایه شود، وجود هزینه‌های تعدیل سرمایه است. این هزینه‌ها باعث می‌شوند بنگاه‌ها به تکنه‌های بهره‌وری با تغییر هم‌زمان سرمایه خود پاسخ ندهند، بلکه سرمایه‌گذاری خود را طی زمان هموار کنند یا در اکثر مواقع واکنشی به تکنه‌ها نشان ندهند و هر چند دوره یک‌بار و به‌صورت یکجا سرمایه‌گذاری کنند. با وجود هزینه‌های تعدیل، برابر نبودن تولید نهایی سرمایه بین بنگاه‌های مختلف لزوماً نشان از ناکارایی و سوء تخصیص ندارد، بلکه حاصل رفتار بهینه برای بنگاه (و کل اقتصاد) خواهد بود.

از پژوهش‌های کلیدی در زمینه هزینه‌های تعدیل سرمایه، مطالعه‌ای است که چند رفتار به‌ظاهر معماگونه در داده تابلویی بنگاه‌های صنعتی آمریکا را نشان می‌دهد و نویسندگان معتقدند که تمام این موارد با وارد کردن شکل مناسبی از هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری قابل توجیه است. کوپر و هلتیونگر (۲۰۰۶) نتیجه می‌گیرند برای منطبق شدن مدل با ویژگی‌های داده، لازم است ترکیبی از هزینه‌های محدب و غیرمحدب در تابع هزینه تعدیل سرمایه لحاظ شود و قسمت عمده هزینه‌های تعدیل نیز به‌صورت غیرمحدب است. اسکر و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی در همین زمینه، به‌صورت هم‌زمان در یک مدل، هزینه‌های تعدیل و تکنه‌های بهره‌وری مختص هر بنگاه را در نظر می‌گیرند و

1. Restuccia and Rogerson (2017)
2. Cooper and Haltiwanger (2006)
3. Asker et al (2014)

با تخمین مدل خود برای مجموعه‌ای از کشورها، نشان می‌دهند بخش قابل توجهی از ناهمگنی در تولید نهایی سرمایه با این دو عامل قابل توضیح دادن است.

ناهمگنی بنگاه‌ها در قدرت بازار و فناوری از عواملی است که می‌تواند باعث تفاوت در درآمد نهایی سرمایه شود. اگر بنگاه‌ها دارای قدرت بازار باشند، سطح تولید بهینه برای هر بنگاه نه تنها به تابع تولید و میزان نهاده، بلکه به میزان انحصارش نیز بستگی دارد. پیترز^۱ (۲۰۲۰) با استفاده از داده تابلویی بنگاه‌های اندونزیایی به بررسی اثر ناهمگنی در قدرت بازار بنگاه‌ها بر سوء تخصیص می‌پردازد. نوآوری اصلی آن است که میزان قدرت بازار به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. بنگاه‌ها در یک رقابت برتراند با یکدیگر قرار دارند و هر یک سعی می‌کنند با انجام سرمایه‌گذاری، بهره‌وری خود در تولید محصول را افزایش دهند و در نتیجه به مارک‌آپ بالاتری دست یابند. این مطالعه نشان می‌دهد ۱۵ درصد از سوء تخصیص، ناشی از مارک‌آپ است که باعث کاهش ۱ واحد درصدی TFP شده است. تصمیم بنگاه برای سرمایه‌گذاری ذاتاً دینامیک است. بنگاه باید در هر دوره برای سرمایه دوره بعد خود تصمیم‌گیری کند و برای تصمیم‌گیری بهینه نیازمند دانستن بهره‌وری آتی خود است. اگر تخمین بنگاه‌ها از میزان بهره‌وری خود در دوره بعد دچار نوفه باشد، هنگام بررسی وضعیت بنگاه‌ها در دوره بعد، سوء تخصیص و عدم تساوی تولید نهایی سرمایه مشاهده می‌شود. زیرا بعضی بنگاه‌ها در دوره قبل انتظار بهره‌وری بیشتر/کمتری در این دوره داشته و بر مبنای آن سرمایه‌گذاری کرده‌اند.

دیوید و همکاران^۲ (۲۰۱۶) با استفاده از ترکیبی از داده‌های مربوط به تولید بنگاه و قیمت سهام، اثر سایش‌های اطلاعاتی در سوء تخصیص سرمایه و در نتیجه کاهش بهره‌وری را بررسی کرده‌اند. بنگاه‌ها طی یک فرآیند یادگیری بیزی، در هر دوره، تخمین خود از توزیع تکانه وارد به بهره‌وری را به‌روزرسانی می‌کنند. اطلاع بنگاه از بهره‌وری خود در دوره بعد دقیق‌تر باشد، سایش اطلاعاتی سوء تخصیص کمتری ایجاد می‌کند. برای تخمین شدت سایش اطلاعاتی از ترکیب داده بنگاه و قیمت سهام بنگاه استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد سایش‌های اطلاعاتی باعث کاهش ۷ تا ۱۰ درصدی بهره‌وری در بنگاه‌های چین و هند شده که رقمی قابل توجه است.

از نخستین پژوهش‌هایی که چند عامل سوء تخصیص را به صورت هم‌زمان در نظر گرفته مقاله سونگ و وو^۳ (۲۰۱۵) است که هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری و ناهمگنی در توابع تولید را در نظر می‌گیرد. همچنین خطای اندازه‌گیری به صورت نوفه‌ای روی مقادیر سرمایه، سرمایه‌گذاری و تولید مدل می‌شود. این پژوهش نشان می‌دهد با لحاظ عوامل فوق، منافع ناشی از حرکت به سمت تخصیص بهینه را نسبت به نتایج قبلی، به‌ویژه شیه و کلنو (۲۰۰۹)، کمتر می‌کند. در آمریکا تمام سوء تخصیص مشاهده‌شده با این سه عامل توضیح داده می‌شود و با اینکه تولید نهایی سرمایه در بنگاه‌های مختلف

1. Peters (2020)
2. David et al. (2016)
3. Song & Wu (2015)

متفاوت است، اساساً بیانگر سوء تخصیص نیست. در چین، همچنان سوء تخصیص (به معنای تخصیص غیربهبینه) وجود دارد و با رفتن به سمت تخصیص بهینه، TFP حدود ۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) روشی برای تفکیک سهم عوامل مؤثر بر سوء تخصیص سرمایه ارائه می‌دهند. نویسندگان چندین عامل ایجادکننده سوء تخصیص، مانند هزینه تعدیل سرمایه، سایش اطلاعاتی، اختلال‌های دائم و موقت، ناهمگنی در قدرت بازار و ناهمگنی در فناوری با هم در یک مدل تعادل عمومی در نظر می‌گیرند و ادعا می‌کنند با تخمین درست پارامترهای مدل، می‌توان سهم عوامل مختلف را به صورت ناریب به دست آورد. نویسندگان بر اهمیت در نظر گرفتن هم‌زمان تأکید دارند و معتقدند پژوهش‌های قبلی که صرفاً روی یک عامل متمرکز شده‌اند، پارامترهای مدل را به صورت اریب به دست آورده و در نتیجه اهمیت آن عوامل در سوء تخصیص را بیش/کم برآورد کرده‌اند.

با وجود اینکه همانند هر کشور درحال توسعه دیگری، اندازه‌گیری و فهم میزان و عوامل ایجادکننده سوء تخصیص اهمیت بالایی برای اقتصاد ایران دارد، مطالعات اندکی پیرامون این موضوع انجام شده‌است. محمودزاده و همکاران (۱۳۹۵) به اندازه‌گیری سوء تخصیص در اقتصاد ایران و بررسی اثر سایش‌های مالی (با تمرکز بر سرمایه در گردش بنگاه) بر سوء تخصیص با استفاده از داده‌های «کارگاه‌های صنعتی» پرداخته‌اند. با افزودن نیاز به سرمایه در گردش به مدل شبیه و کلنو (۲۰۰۹)، اثر از بین بردن ناهمگنی در سرمایه در گردش مورد نیاز بنگاه‌های داخل هر صنعت بر TFP را محاسبه کرده و نشان داده‌اند این امر می‌تواند TFP را ۱۰ تا ۲۲ درصد افزایش دهد.

اسحاق‌نیا (۱۳۹۱) با تمرکز بر اثر قدرت بازار بنگاه‌ها بر سوء تخصیص به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر این پدیده می‌پردازد. با استفاده از ترکیب داده کارگاه‌های صنعتی و واردات کالاهای صنعتی در سال ۱۳۸۶، پارامترهای یک مدل رقابت انحصاری چندجانبه را تخمین زده و پادواقع کاهش تعرفه‌های تجاری را محاسبه کرده‌است. نشان داده می‌شود آزادسازی تجاری و افزایش رقابت، باعث تغییر در حاشیه سود بنگاه‌ها و حرکت به سمت تخصیص کاراتری از منابع در اقتصاد می‌شود.

متوسلی (۱۳۸۸) با استفاده از یک مدل تعادل جزئی با صنایع ناهمگن به بررسی اثر اختلالات قیمتی تبعیض‌آمیز بر بهره‌وری بنگاه‌ها می‌پردازد. پس از تخمین پارامترهای مدل، تولید بنگاه‌ها در حالت فرضی رفع اختلال‌ها به تفکیک هر صنعت محاسبه می‌شود.

این پژوهش با استفاده از یک مدل تعادل عمومی، بر مبنای پژوهش دیوید و ون‌کتشواران (۲۰۱۹) قصد دارد تا سهم عوامل مؤثر بر سوء تخصیص را در اقتصاد ایران تخمین بزند. از آنجاکه ضمن محاسبه ناهمگنی تولید نهایی سرمایه (سوء تخصیص) با داده کارگاه‌های صنعتی، نقش چند عامل مشخص در سوء تخصیص را نیز بررسی می‌کند، می‌توان آن را به‌عنوان ترکیبی از روش‌های مستقیم و غیرمستقیم سنجش سوء تخصیص طبقه‌بندی کرد. بنا بر اطلاع نگارندگان، درمورد عوامل موجد سوء تخصیص در اقتصاد ایران و تفکیک سهم هر یک از آنها تاکنون مطالعه‌ای انجام نشده‌است.

۳. مبانی نظری

این قسمت به شرح مدل پژوهش می‌پردازد که مشابه با مدل دیوید و ون‌کثشواران (۲۰۱۹) است. چهارچوب تعادل عمومی اقتصادی با بنگاه‌های ناهمگن را در نظر می‌گیریم که در آن یک خانوار نمونه با عمر بی‌نهایت وجود دارد. عرضه نیروی کار خانوار ثابت و برابر N است و با نرخ β آینده را تنزیل می‌کند. تمام تحلیل‌ها محدود به تعادل مانا است که در آن متغیرهای کلان تغییری نمی‌کند، اما هر کدام از بنگاه‌ها حول حالت پایدارشان تکانه وارد می‌شود.

۳ - ۱. توابع تولید و ساختار بازار

پیوستار واحدی از بنگاه‌ها، طبق تابع تولید زیر، کالای واسطه‌ای را تولید می‌کنند:

$$Y_{it} = K_{it}^{\hat{\alpha}_1} N_{it}^{\hat{\alpha}_2} \quad (1)$$

$$\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \leq 1$$

سپس یک تولیدکننده کالای نهایی با استفاده از یک تجمیع‌کننده کشش جانشینی ثابت (CES)، کالای نهایی را تولید می‌کند:

$$Y_t = \left(\int \hat{A}_{it} Y_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2)$$

که در آن θ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است و \hat{A}_{it} نشانگر بهره‌وری یا تقاضای مختص هر بنگاه است. \hat{A}_{it} تنها منبع نااطمینانی است و تکانه‌های کلان در نظر گرفته نمی‌شود. کالای نهایی در یک بازار رقابتی تولید می‌شود، تقاضا برای هر کالای واسطه‌ای به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\max: P_t Y_t - \int P_{it} Y_{it} di$$

$$\max: P_t \left(\int \hat{A}_{it} Y_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int P_{it} Y_{it} di$$

با نوشتن شرایط مرتبه اول نسبت به Y_{it} داریم:

$$\frac{P_{it}}{P_t} = \left(\frac{Y_{it}}{Y} \right)^{\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it}$$

قیمت کالای نهایی (P_t)، را نیز به‌عنوان کالای شمارنده و برابر با ۱ در نظر می‌گیریم. معادله فوق نشانگر تابع تقاضای بنگاه واسطه‌ای است. با داشتن تابع تقاضا، درآمد هر بنگاه واسطه‌ای به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$P_{it}Y_{it} = \left(\frac{Y_{it}}{Y_t}\right)^{-\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it} Y_{it} = Y_t^{\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it} Y_{it}^{1-\frac{1}{\theta}}$$

با جاگذاری تابع تولید بنگاه کالای واسطه‌ای داریم:

$$P_{it}Y_{it} = Y_t^{\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it} (K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2})^{1-\frac{1}{\theta}} = Y_t^{\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it} K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2}, \quad \alpha_j = \left(1 - \frac{1}{\theta}\right) \hat{\alpha}_j, j = 1, 2.$$

۳-۲. انتخاب نهاده‌های تولید

بنگاه‌ها نیروی کار را بدون سایش و با دستمزد رقابتی W_t استخدام و در انتهای هر دوره، برای سرمایه‌دوره بعد تصمیم‌گیری می‌کنند. تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری درجه دو است:

$$\Phi(K_{it+1}, K_{it}) = \frac{\xi}{2} \left(\frac{K_{it+1}}{K_{it}} - (1 - \delta) \right)^2 K_{it} \quad (۳)$$

به‌جز بهره‌وری و هزینه‌های تعدیل، موارد بسیاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه مؤثرند. این موارد می‌تواند شامل دخالت‌ها و تنظیم‌گری‌های دولت، محدودیت‌های مالی یا قدرت بازار بنگاه باشد. در این قسمت، تمام موارد دیگری که تصمیمات سرمایه‌گذاری را متاثر می‌کنند، به‌صورت مالیات ضمنی بر جریان هزینه سرمایه بنگاه مدل و با T_{it+1}^K نمایش داده شده‌اند. در قسمت‌های بعد نقش ناهمگنی در قدرت بازار و ناهمگنی توابع تولید را از این عوامل تفکیک می‌کنیم. بنگاه به‌دنبال حداکثرسازی ارزش حال سودهای آتی است، بنابراین معادله بلمن مسئله بنگاه به شرح زیر است:

$$V(K_{it}, I_{it}) = \max E_{it} \left[Y_t^{\frac{1}{\theta}} \hat{A}_{it} K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2} - W N_{it} - T_{it+1}^K K_{it+1} (1 - \beta(1 - \delta)) - \Phi(K_{it+1}, K_{it}) \right] + \beta E_{it} [V(K_{it+1}, I_{it+1})] \quad (۴)$$

در معادله فوق، E_{it} نشان‌دهنده انتظارات بنگاه، مشروط به مجموعه اطلاعات آن در دوره t (I_{it}) است. مالیات ضمنی T_{it+1}^K نیز بر هزینه سرمایه بنگاه اعمال می‌شود و با تغییر قیمت نسبی نهاده‌ها، بر تصمیمات بنگاه در مورد نسبت نیروی کار به سرمایه و همچنین مقدار مطلق سرمایه اثر می‌گذارد. با حل مسئله بنگاه (در پیوست الف)، به عبارت زیر می‌رسیم:

$$V(K_{it}, I_{it}) = \max E_{it} \left[G A_{it} K_{it}^{\alpha} - K_{it+1} (1 - \beta(1 - \delta)) - \Phi(K_{it+1}, K_{it}) \right] + \beta E_{it} [V(K_{it+1}, I_{it+1})] \quad (۵)$$

در معادله بالا G برابر با $\frac{1}{Y_t^{\theta(1-\alpha_2)}} \left(\frac{\alpha_2}{W}\right)^{\frac{\alpha_2}{1-\alpha_2}} (1 - \alpha_2)$ است و اثر متغیرهای کلان را نشان می‌دهد. α برابر با $\frac{\alpha_1}{1-\alpha_2}$ و نشان‌دهنده انحنای تابع سود عملیاتی (تفاضل ارزش افزوده و پرداختی به

نیروی کار) است. A_{it} نیز مساوی $\hat{A}_{it}^{1/1-\alpha_2}$ و نشان‌دهنده میزان سودآوری سرمایه فیزیکی برای هر بنگاه است. در ادامه با مقداری اغماض از A_{it} با نام بهره‌وری مختص هر بنگاه یاد می‌کنیم.

تعداد

تعداد مانا در این مدل شامل موارد زیر است: ۱. یک تابع ارزش $V(K_{it}, I_{it})$ و دو تابع سیاست $N_{it}(K_{it}, I_{it})$ و $K_{it}(K_{it}, I_{it})$ (برای انتخاب نیروی کار و سرمایه) برای هر بنگاه؛ ۲. دستمزد W و ۳. یک توزیع مشترک روی (K_{it}, I_{it}) به گونه‌ای که الف) به ازای هر میزان از دستمزد و قاعدهٔ روزرسانی مجموعهٔ اطلاعاتی بنگاه، تابع ارزش و تابع سیاست، مسئلهٔ بهینه‌سازی بنگاه را حل می‌کنند، ب) بازار کار تسویه می‌شود و ج) تابع توزیع (K_{it}, I_{it}) طی زمان تغییر نمی‌کند.

معادلهٔ اوایلر

با استفاده از روش خطی‌سازی لگاریتمی، مسئله بنگاه را حل می‌کنیم. در پیوست (الف) با نوشتن شرط مرتبهٔ اول و شرط پوش^۲ برای معادلهٔ بلمن بنگاه و ترکیب این دو معادله، معادلهٔ اوایلر را تشکیل می‌دهیم. سپس با استفاده از روش خطی‌سازی لگاریتمی^۳ معادلهٔ اوایلر را حول حالت پایدار بدون اختلال ($T_{it}^K = 1$) و بدون تکانه، خطی‌سازی لگاریتمی می‌کنیم، در نتیجه:

$$\begin{aligned} \hat{k}_{it+1} & \left((1 + \beta)\xi + 1 - \alpha \right) \\ & = E_{it}[\hat{a}_{it+1} + \tau_{it+1}] + \beta \xi E_{it}[\hat{k}_{it+2}] + \xi \hat{k}_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

تمام متغیرهایی که با حروف کوچک لاتین نمایش داده می‌شوند، برابر با لگاریتم همان متغیر با حروف بزرگ هستند. علامت $\hat{}$ نیز نشان‌دهنده درصد انحراف این متغیرها از حالت پایدار مانا است. ξ و τ_{it+1} نیز به ترتیب همان پارامتر ξ در معادلهٔ (۳) و لگاریتم اختلال (T_{it}^K) هستند که طی فرآیند خطی‌سازی در ترکیبی از پارامترهای مدل ظاهر شده‌اند.

۳ - ۳. فرآیندهای تصادفی بهره‌وری و مالیات

بهره‌وری بنگاه (\hat{a}_{it+1}) و هم مالیات (اختلال) مربوط به سرمایه (τ_{it+1}) هر کدام از یک فرآیند تصادفی مخصوص پیروی می‌کنند که در ادامه شرح داده می‌شود. لگاریتم بهره‌وری هر بنگاه از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\hat{a}_{it+1} = \rho \hat{a}_{it} + \mu_{it+1} \quad \mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (7)$$

که μ_{it} یک متغیر تصادفی با توزیع یکسان و مستقل در طی زمان است و ρ نیز نشان‌دهندهٔ میزان پایداری تکانه‌ها طی زمان است. از آنجاکه این مالیات (اختلال) نقش اساسی در توضیح

1. Law of motion for information set
2. Envelope condition
3. Log-linearization

سوءتخصیص دارد، فرض می‌شود اختلال شامل سه جزء است: جزء همبسته با بهره‌وری بنگاه، جزء مخصوص هر بنگاه (ثابت طی زمان) و جزء کاملاً تصادفی (طی زمان و بین بنگاه‌ها). به بیان ریاضی بهره‌وری بنگاه از فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$\tau_{it} = \gamma \hat{a}_{it} + \varepsilon_{it} + \chi_i, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \chi_i \sim N(0, \sigma_\chi^2) \quad (۸)$$

در معادله فوق ε_{it} جزء کاملاً تصادفی و χ_i قسمت ثابت در زمان اختلال برای هر بنگاه است. پارامتر γ میزان همبستگی بین اختلال‌ها و بهره‌وری بنگاه را نشان می‌دهد. اختلالات در حالتی که همبستگی مثبت با بهره‌وری بنگاه داشته باشند می‌توانند باعث ایجاد سوءتخصیص و کاهش TFP شوند. در اینجا نیز اگر γ منفی باشد، اختلال‌ها بنگاه‌های بهره‌ورتر را برای سرمایه‌گذاری جریمه و بنگاه‌های با بهره‌وری پایین را به سرمایه‌گذاری تشویق می‌کنند. به‌طور کلی برای فهم اهمیت اختلال‌ها، لازم است سه پارامتر γ ، σ_ε^2 و σ_χ^2 تخمین زده شوند.

۳-۴. اطلاعات

نداشتن اطلاعات کامل در مورد بهره‌وری آینده توسط بنگاه نیز می‌تواند باعث ایجاد سوءتخصیص شود. در این قسمت با تمرکز بر مجموعه اطلاعاتی بنگاه، سایش اطلاعاتی بنگاه‌ها را شرح می‌دهیم. در لحظه t و در زمان انتخاب سرمایه برای دوره بعد، بنگاه تمام بهره‌وری‌های محقق شده در دوره‌های قبل خودش را می‌داند. از آنجاکه فرض کرده‌ایم بهره‌وری از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند، تمام این اطلاعات می‌تواند در بهره‌وری دوره کنونی خلاصه شود. بنگاه هم‌چنین از جزء ثابت در زمان مالیات χ_i و قسمت تصادفی مالیات در این دوره (ε_{it+1}) نیز اطلاع دارد. با این حال، اطلاع دقیقی از تکانه وارده به فرآیند بهره‌وری خود در دوره بعد (μ_{it+1}) ندارد:

$$S_{it+1} = \mu_{it+1} + e_{it+1}, \quad e_{it+1} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (۹)$$

که e_{it+1} نوفه‌ای است که باعث کاهش کیفیت اطلاعات بنگاه از تکانه بهره‌وری دوره بعد می‌شود. بنابراین مجموعه اطلاعاتی بنگاه در دوره t ، برابر است با $I_{it} = (\hat{a}_{it}, S_{it+1}, \varepsilon_{it}, \chi_i)$. برای محاسبه توزیع بهره‌وری دوره آینده، مشروط به اطلاعات دوره کنونی قاعده بیز می‌گوید:

$$\hat{a}_{it+1} | I_{it} \sim N(E_{it}[\hat{a}_{it+1}], V) \quad (۱۰)$$

که در عبارت فوق:

$$E_{it}[\hat{a}_{it+1}] = \rho \hat{a}_{it} + \frac{V}{\sigma_\mu^2} S_{it+1}, \quad V = \left(\frac{1}{\sigma_\mu^2} + \frac{1}{\sigma_e^2} \right)^{-1}$$

۱. مطابق پیوست (الف)، در فرآیند خطی‌سازی لگاریتمی یک منفی در کنار ضریب لگاریتم اختلال (T_{it}^K) ظاهر می‌شود. فلذا برای وجود یک همبستگی مثبت بین بهره‌وری و T_{it}^K ، باید همبستگی بهره‌وری و τ_{it} منفی باشد.

درواقع بنگاه تخمین خود از پارامترهای توزیع بهره‌وری را در هر دوره طی یک فرآیند یادگیری بیزی^۱ به روزرسانی می‌کند. شهود کلی این رابطه آن است که انتظار بنگاه از بهره‌وری در دوره بعد، میانگین موزونی از قسمت قطعی بهره‌وری دوره بعد (ناشی از فرآیند AR) و هم‌چنین سیگنالی که از تکانه دوره بعد مشاهده می‌کند (S_{it+1}) است. نحوه وزن‌دهی به این دو قسمت از اطلاعات نیز بسته به دقت سیگنال (معکوس واریانس‌ها) دارد.

۳-۵. حل مدل

برای اینکه بتوانیم گشتاورهای مختلف ایجادشده توسط مدل را محاسبه کنیم، لازم است ابتدا تابع سیاست برای سرمایه فیزیکی را به دست آوریم. برای حل تابع سیاست از روش حدس و راستی‌آزمایی^۲ استفاده می‌کنیم، یعنی یک شکل مشخص برای تابع سیاست فرض می‌کنیم، آن را در معادله اولر خطی‌سازی شده قرار می‌دهیم و ضرایب هر متغیر را بر حسب پارامترهای مدل به دست می‌آوریم (پیوست الف). تابع سیاست حدس زده شده به شکل زیر است:

$$\hat{k}_{it+1} = \psi_1 \hat{k}_{it} + \psi_2 (1 + \gamma) E_{it}[\hat{a}_{it+1}] + \psi_3 \varepsilon_{it+1} + \psi_4 \chi_i \quad (11)$$

$$\xi(\beta\psi_1^2 + 1) = \psi_1((1 + \beta)\xi + 1 - \alpha),$$

$$\psi_2 = \frac{\psi_1}{\xi(1 - \beta\rho\psi_1)}, \quad \psi_3 = \frac{\psi_1}{\xi}, \quad \psi_4 = \frac{1 - \psi_1}{1 - \alpha} \quad (12)$$

اگر هزینه‌های تعدیل سرمایه (ξ) به صفر میل کند، آنگاه ψ_1 مساوی صفر می‌شود. از طرف دیگر، هنگامی که هزینه‌های تعدیل به شدت بالا و ξ به بی‌نهایت میل کند، ψ_1 نیز به بی‌نهایت میل می‌کند. به عبارت دیگر، هرچه تعدیل سرمایه هزینه‌برتر باشد، تصمیمات بنگاه در مورد سرمایه، بیشتر به سرمایه دوره قبل بستگی دارد و بنابراین خودهمبستگی سرمایه طی زمان افزایش می‌یابد. همچنین، در این شرایط، واکنش سرمایه‌گذاری بنگاه به تغییرات بهره‌وری و اختلال ضعیف‌تر است.

تجمیع

در پیوست (ب) اثبات می‌شود حاصل جمع تولید کل بنگاه‌های اقتصاد (Y) از رابطه ۱۳ پیروی می‌کند:

$$\log Y = a + \hat{a}_1 k + \hat{a}_2 n \quad (13)$$

در عبارت فوق n و k لگاریتم مجموع نیروی کار و سرمایه، a بهره‌وری کل اقتصاد به شرح زیر است:

$$a = a^* - \frac{(\theta\hat{a}_1 + \hat{a}_2)\hat{a}_1}{2} \sigma_{\text{arprk}}^2 \quad (14)$$

1. Bayesian learning
2. Guess and verify.

a^* برابر با بهره‌وری کل اقتصاد در حالتی است که تولید متوسط سرمایه در کل اقتصاد در تمام بنگاه‌ها برابر باشد (نبود سوءتخصیص). با توجه به لگاریتمی بودن متغیرها داریم: $arpk_{it} = pit_{it} - k_{it}$. پس از آنکه با تخمین پارامترها، نقش هر عامل را در ایجاد سوءتخصیص محاسبه کردیم، می‌توانیم آن را در معادله ۱۴ جاگذاری کنیم و اثر عوامل را بر TFP به‌دست آوریم.

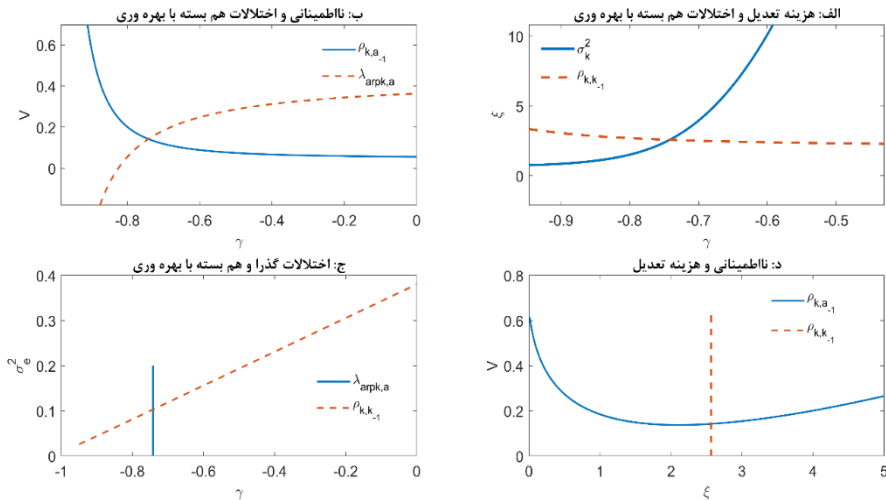
شناسایی

چالش اصلی این پژوهش تخمین بدون اریب پارامترهای مدل است. از آنجاکه هر گشتاور تابعی از چند عامل مختلف است، نمی‌توان با استفاده از یک گشتاور به‌تنهایی به تخمینی ناراییی از هر کدام از پارامترها دست یافت. بلکه باید از چندین گشتاور به صورت هم‌زمان استفاده کرد و پارامترهای تمام عوامل ایجادکننده سوءتخصیص (هزینه تعدیل، سایش اطلاعاتی و اختلال) را تخمین زد. در این پژوهش با انتخاب گشتاورهایی که عوامل مختلف اثرات متفاوتی روی آن‌ها می‌گذارند، سعی در تخمین نارایی این پارامترها داریم.

در پیوست (پ)، برای حالتی که بهره‌وری بنگاه یک فرآیند گام تصادفی را طی می‌کند، گشتاورهای مدل را به صورت تحلیلی به‌دست آورده و نشان داده‌ایم نگاشت یکتایی بین ۴ گشتاور مشخص و ۴ پارامتر مورد علاقه ما در مدل وجود دارد. در اینجا با استفاده از اثبات به دست آمده، به ارائه شهود پیرامون نحوه شناسایی بدون اریب پارامترها می‌پردازیم.

این پژوهش به دنبال تخمین پارامترهای $\gamma, V, \xi, \sigma_{\epsilon}^2, \sigma_{\chi}^2$ است. از آنجاکه فرآیند گام تصادفی مانا نیست، در این قسمت با گشتاورهای تغییرات متغیرها کار می‌کنیم و نمی‌توانیم σ_{χ}^2 که در زمان ثابت است را شناسایی کنیم. در قسمت بعد که فرآیند $AR(1)$ لحاظ گرفته می‌شود این مشکل را حل می‌کنیم. در پیوست (پ) نشان می‌دهیم با استفاده از ۴ گشتاور زیر می‌توان به صورت یکتا ۴ پارامتر ذیل را تخمین زد: ۱. خودهمبستگی سرمایه‌گذاری، $\rho_{k,k-1}$ ؛ ۲. واریانس سرمایه‌گذاری، σ_k^2 ؛ ۳. همبستگی سرمایه‌گذاری در دوره t با تکانه وارد به بهره‌وری در دوره $t-1$ ، $\rho_{k,a-1}$ ؛ ۴. ضریب حاصل از رگرسیون تفاضل تولید متوسط سرمایه $\Delta arpk_{it}$ روی تفاضل بهره‌وری Δa_{it} ، $(\lambda_{arpk,a})$. برای ارائه شهود، پارامترها را دو به دو بررسی می‌کنیم. نشان می‌دهیم هر دو پارامتر را می‌توان با استفاده از دو گشتاور، به صورت یکتا تخمین زد. شکل (۱) با استفاده از روابط به‌دست آمده در پیوست (پ)، منحنی‌های «گشتاور ثابت»^۱ را نمایش می‌دهد. در پلن الف، نحوه شناسایی پارامترهای مربوط به هزینه‌های تعدیل سرمایه (ξ) و اختلالات همبسته با بهره‌وری (γ) با استفاده از دو گشتاور واریانس سرمایه‌گذاری و خودهمبستگی سرمایه‌گذاری نشان داده شده است. بسیاری از مطالعات پیشین با توجه به این شهود که هرچه هزینه‌های تعدیل سرمایه بیشتر باشد، واریانس سرمایه‌گذاری کمتر است، از این گشتاور برای تخمین پارامتر مربوط به هزینه تعدیل سرمایه استفاده کرده‌اند (اسکر، ۲۰۱۴). برخی نیز با توجه به اینکه هزینه تعدیل بیشتر، سرمایه‌گذاری بنگاه را هموارتر

می‌کند، از خودهمبستگی سرمایه‌گذاری برای تخمین پارامترهای مربوط به هزینه تعدیل استفاده کرده‌اند.



شکل ۱: منحنی‌های گشتاور ثابت (برای اقتصاد ایران)

پنل (الف) به‌وضوح نشان می‌دهد در صورت وجود اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه، هیچ‌کدام از این دو گشتاور به‌تنهایی نمی‌تواند پارامتر هزینه تعدیل را ناریب محاسبه کند. اگر اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه را لحاظ نکنیم، ($\gamma = 0$ فرض شود)، با استفاده از گشتاور واریانس سرمایه‌گذاری، هزینه‌های تعدیل را بیش از میزان واقعی آن تخمین می‌زنیم.

برای توضیح این مطلب باید گفت دلیل اریب بودن تخمین‌های به‌دست آمده از هر گشتاور، وجود متغیر محذوف است. واریانس سرمایه‌گذاری و خودهمبستگی سرمایه‌گذاری هم تابعی از هزینه‌های تعدیل و هم تابعی از اختلالات هستند و کنترل نکردن یک عامل و تلاش برای تخمین پارامترهای عامل دیگر باعث ایجاد اریب در تخمین می‌شود. نحوه حل مشکل بدین صورت است که هرچند هزینه تعدیل و اختلال هر دو باعث کاهش واریانس سرمایه‌گذاری می‌شوند، اما اثر مخالفی روی خودهمبستگی سرمایه‌گذاری دارند. هزینه تعدیل باعث می‌شود تا بنگاه سرمایه‌گذاری خود را هموار کند و در نتیجه، خودهمبستگی سرمایه‌گذاری افزایش یابد. در مقابل، اختلالات باعث پاسخ ضعیف‌تر بنگاه به تغییرات بهره‌وری می‌شوند. از آنجاکه بهره‌وری از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند، اختلالات باعث کاهش خودهمبستگی سرمایه‌گذاری می‌شوند. اثرات متضاد این امکان را به ما می‌دهند که با در نظر گرفتن هر دو عامل، پارامترها را بدون اریب تخمین بزنیم.

در ادامه برای تخمین پارامترهای مدل در حالتی که بهره‌وری بنگاه به جای گام تصادفی از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند از این گشتاورها استفاده می‌کنیم: همبستگی رشد سرمایه‌گذاری و رشد بهره‌وری در دوره قبل، $(\rho_{i,a-1})$ ، خودهمبستگی رشد سرمایه‌گذاری، $(\rho_{i,i-1})$ ، واریانس رشد

سرمایه‌گذاری (σ_t^2)، همبستگی تولید متوسط سرمایه و بهره‌وری ($\rho_{arpk,a}$) و واریانس تولید متوسط سرمایه (σ_{arpk}^2). این گشتاورها بسیار مشابه قسمت قبل هستند، اما برای مهر اثر ثابت بنگاه، از نرخ رشد به جای سطح متغیر استفاده می‌شود.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. داده

این پژوهش براساس داده تابلویی طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی که توسط مرکز آمار ایران گردآوری می‌شود انجام شده‌است. بازه زمانی این داده از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ و داده خام شامل ۱۸۰۸۷۶ مشاهده کارگاه-سال و ۳۷۴۸۱ کارگاه یکتا است.

۴-۲. تمیزکردن و ساخت متغیرها

چهارچوب مدل به‌گونه‌ای است که با داشتن دو متغیر ارزش افزوده و سرمایه بنگاه، می‌توان هر پنج پارامتر مدل را تخمین زد. برای به‌دست آوردن سهم ناهمگنی مارک‌آپ و تابع تولید در سوءتخصیص، نیازمند هزینه بنگاه روی نهاده‌های واسطه‌ای و دستمزد پرداختی به نیروی کار نیز هستیم. مهم‌ترین متغیر مورد استفاده در این پژوهش، انباره سرمایه فیزیکی است که آن را به پنج روش متفاوت حساب کرده و در ادامه نشان داده‌ایم که تخمین گشتاورهای مدل نسبت به این روش‌ها حساس نیست. برای مشاهده جزئیات داده و روش‌ها به پیوست (ج) مراجعه کنید.

۴-۳. گشتاورها و روش تخمین پارامترها

در این پژوهش به‌دنبال تخمین ۵ پارامتر $\gamma, V, \xi, \sigma_\epsilon^2, \sigma_\chi^2$ هستیم. برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌کنیم. جزئیات در پیوست (ت) آمده‌است. برای کالیبره کردن پارامترها برای اقتصاد ایران از پژوهش مدنی‌زاده و ابراهیمیان (۱۳۹۶) استفاده کرده‌ایم. نرخ تنزیل (β) مساوی ۰/۹۵ و توان سرمایه فیزیکی در تابع تولید ($\hat{\alpha}_1$) را نیز برابر با ۰/۶۶ قرار داده‌ایم. کشش جانشینی در تابع مطلوبیت (θ) را برابر با ۶ (میانة مقادیری معمول در ادبیات) قرار داده‌ایم.

برای محاسبه گشتاورهای داده، ابتدا از ارزش افزوده و سرمایه لگاریتم گرفته و سپس از طریق رابطه $arpk_{it} = y_{it} - k_{it}$ ، لگاریتم تولید متوسط سرمایه و از رابطه $a_{it} = y_{it} - \alpha k_{it}$ لگاریتم بهره‌وری بنگاه را محاسبه کرده‌ایم. سپس اثرات ثابت صنعت-سال (در سطح آیسک ۴ رقمی) را از تمام متغیرها حذف کرده‌ایم. این کار باعث می‌شود تا تمام روندهای کلان صنایع مختلف (از جمله تغییرات قیمت‌ها) از متغیرها حذف شود و فقط تغییرات مختص هر بنگاه باقی بماند. پارامترهای مربوط به فرآیند بهره‌وری (ρ) و نیز مستقیماً از داده و با تخمین یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه

۱. برای حذف اثرات شوک‌های کلان در داده، در هنگام محاسبه گشتاورها، ابتدا اثرات ثابت صنعت-سال از تمام متغیرها (ارزش افزوده، انباره سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای) حذف می‌شود تا تغییرات ناشی از شوک‌های کلان و صنعت حذف شود و تغییرات مختص هر بنگاه باقی بماند.

اول محاسبه می‌شوند. جدول (۱)، گشتاورهای محاسبه‌شده از داده را نمایش می‌دهد. در پیوست (ج)، گشتاورها با ۵ شاخص سرمایه‌دیگر که پیش‌تر شرح داده شد نیز محاسبه و گزارش شده‌اند. تفاوت ناچیزی در گشتاورهای حاصل از روش‌های مختلف وجود دارد.

جدول ۱: گشتاورهای مورد استفاده برای تخمین پارامترهای مدل

نماد	شرح	مقدار	خطای معیار
ρ	خودهمبستگی رشد بهره‌وری	۰/۷۷	۰/۰۰۴۰
σ_{μ}^2	واریانس تکانه رشد بهره‌وری	۰/۴۴	۰/۰۰۴۲
$\rho_{a,i-1}$	همبستگی رشد بهره‌وری و رشد سرمایه‌گذاری دوره قبل	۰/۰۳۱۲	۰/۰۰۴۷
$\rho_{i,i-1}$	خودهمبستگی رشد سرمایه‌گذاری	-۰/۳۸۰	۰/۰۰۵۶
$\rho_{arpk,a}$	همبستگی رشد بهره‌وری و تولید متوسط سرمایه	۰/۹۱۱	۰/۰۰۳
σ_i^2	واریانس رشد سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۹۳۱	۰/۰۰۰۲
σ_{arpk}^2	واریانس تولید متوسط سرمایه	۱/۰۴۱۳	۰/۰۱۲

۵. نتایج

در این قسمت پارامترهای تخمین‌زده‌شده برای مدل، سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص و اثر هریک بر بهره‌وری کل عوامل تولید گزارش می‌شود. در آزمایش‌های پادواقع، برای محاسبه سهم هر عامل در سوءتخصیص، پارامترهای عوامل دیگر را مساوی صفر و میزان سوءتخصیص ایجادشده توسط مدل را محاسبه می‌کنیم.

ابتدا نتایج را برای مدل اصلی گزارش می‌کنیم. این مدل هر بخش از سوءتخصیص را به پنج عامل هزینه‌های تعدیل، نااطمینانی، اختلالات همبسته با بهره‌وری، اختلالات تصادفی و اختلالات ثابت در زمان برای هر بنگاه نسبت می‌دهد. در پیوست (ج)، نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و توابع تولید بنگاه‌ها را از سایر موارد تفکیک می‌کنیم. سپس با استفاده از پژوهش‌های پیشین، نتایج به‌دست آمده برای اقتصاد ایران را با تعدادی از کشورها مقایسه می‌کنیم. به‌علاوه، با استفاده از این روش، سوءتخصیص را طی زمان بررسی می‌کنیم تا دریابیم سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص طی سال‌های مختلف چه تغییری کرده است.

۵ - ۱. سهم عوامل مؤثر بر سوء تخصیص

در جدول (۲) پارامترهای تخمین‌زده‌شده از روش GMM گزارش شده، خطای استاندارد نیز به روش بوت‌استرپ و با استفاده از توزیع تجربی پارامترها به دست آمده است. از آنجاکه پارامترها با تعداد مشاهدات زیادی تخمین زده می‌شوند، خطای استاندارد نسبتاً کوچکی برای آن‌ها به دست می‌آید.

جدول ۲: پارامترهای تخمین‌زده‌شده برای اقتصاد ایران

عامل	نماد پارامتر	تخمین پارامتر	خطای استاندارد
هزینه تعدیل	ξ	۲/۵۶	۰/۲۷۳
نااطمینانی	$\frac{V}{\sigma_{\mu}^2}$	۰/۳۲	۰/۰۰۸۱
اختلال همبسته با بهره‌وری	γ	-۰/۷۴	۰/۰۱۴۳
اختلال تصادفی	σ_{ε}^2	۰/۱۰	۰/۰۱۵۶
اختلال ثابت در زمان	σ_{χ}^2	۰/۱۸	۰/۰۰۶۶

در جدول (۳) نیز میزان مطلق سوء تخصیص تولیدشده توسط هریک از عوامل (پداواقع) و سهم هر عامل از مجموع سوء تخصیص تولید شده توسط تمام عوامل گزارش شده است. در ستون آخر، میزان بهره‌وری از دست‌رفته به خاطر هر کدام از این عوامل (با استفاده از رابطه ۱۴) گزارش شده است. مشاهده می‌شود در اقتصاد ایران، هزینه تعدیل سرمایه و اختلالات همبسته با بهره‌وری بنگاه، نقش کلیدی در ایجاد سوء تخصیص دارند. به ترتیب ۳۳ و ۳۸ درصد از سوء تخصیص ایجادشده مربوط به این دو مورد است. در مقایسه با این دو مورد، نااطمینانی (مربوط به تخمین بنگاه از بهره‌وری دوره بعد خود) نقش کوچک‌تری دارد و حدود ۱۰ درصد از سوء تخصیص را می‌توان به آن نسبت داد. از آنجاکه اقتصاد ایران با تکانه‌های کلان بزرگ و با اهمیتی روبه‌رو است (مانند جهش نرخ ارز، تحریم، افزایش تورم)، طبیعی است که نااطمینانی در مورد تکانه‌های کلان در سرمایه‌گذاری بنگاه اثر بیشتری داشته باشد و نااطمینانی در مورد تکانه‌های مختص هر بنگاه اهمیت کمتری داشته باشد. تکانه‌های کلان به قدری شدید و بااهمیت هستند که تکانه‌های مختص هر بنگاه در مقابل آن ناچیز است.

۱. در تخمین پارامترها با کمینه کردن تابع هدف به روش GMM، رسیدن به حداقل گلوبال و هم‌چنین خوش‌رفتار بودن تابع (مانند نبود ناپیوستگی در اطراف نقطه‌ی بهینه) مهم است. بررسی‌های انجام‌شده پیرامون این موارد در پیوست (ت) آمده است.

جدول ۳: سوء تخصیص ایجاد شده و بهره‌وری ازدست‌رفته به‌خاطر هر کدام از عوامل

عامل	سوء تخصیص ایجاد شده (پادواقع)	سهم از سوء تخصیص کل	رشد بهره‌وری در صورت حذف
هزینه تعدیل	۰/۵۱	٪ ۳۳/۵	٪ ۷۲/۲
نااطمینانی	۰/۱۴	٪ ۹/۳	٪ ۱۹/۸۱
اختلال همبسته با بهره‌وری	۰/۵۹	٪ ۳۸/۶	٪ ۸۳/۵۳
اختلال تصادفی	۰/۱۰	٪ ۶/۸	٪ ۱۴/۱۶
اختلال ثابت در زمان	۰/۱۸	٪ ۱۱/۸	٪ ۲۵/۴۸

۵ - ۲. نقش ناهمگنی در قدرت بازار و تابع تولید

در این قسمت نقش ناهمگنی در تابع تولید و مارک‌آپ بنگاه‌ها را از سایر عوامل، که در قالب اختلال‌ها مدل شده بودند، تفکیک می‌کنیم (جزئیات حل در پیوست (ح) آمده است). طبق بحثی که در قسمت مدل ارائه گردید، برای این منظور به چهار گشتاوری که در جدول (۴) ارائه شده‌اند نیازمندیم.

جدول ۴: گشتاورهای مربوط به ناهمگنی در تابع تولید و مارک‌آپ

مقدار	شرح	گشتاور
۰/۳۲	واریانس سهم نهاده واسطه‌ای از ارزش افزوده	$\sigma^2(\log P_{it} Y_{it} / P_t^M M_{it})$
۰/۴۵	کوواریانس تولید متوسط سرمایه و تولید متوسط نیروی کار (اصلاح شده برای مارک‌آپ)	$cov(\overline{arpk}_{it}, \overline{arpn}_{it})$
۱/۱۸	واریانس تولید متوسط سرمایه (اصلاح شده برای مارک‌آپ)	$\sigma^2(\overline{arpk}_{it})$
۰/۶۳	واریانس تولید متوسط نیروی کار (اصلاح شده برای مارک‌آپ)	$\sigma^2(\overline{arpn}_{it})$

توان نهاده واسطه‌ای در تابع تولید (ζ) را نیز مساوی متوسط سهم نهاده واسطه‌ای از فروش تعریف می‌کنیم. این پارامتر برای ایران ۰/۷ به دست می‌آید. حال می‌توان میزان سوء تخصیص (واریانس در تولید متوسط سرمایه) که توسط ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید ایجاد می‌شوند را به دست آوریم. میزان واریانس سهم نهاده واسطه‌ای از ارزش افزوده دقیقاً برابر با میزان واریانس در تولید متوسط سرمایه است که به‌خاطر مارک‌آپ متفاوت ایجاد می‌شود. کران بالای سوء تخصیص ایجاد شده به‌خاطر ناهمگنی در تابع تولید نیز با توجه به رابطه (۲۷) و گشتاورهای گزارش شده در جدول (۵) قابل محاسبه است. جدول (۵) نقش این دو ناهمگنی در سوء تخصیص را نشان می‌دهد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ناهمگنی بین بنگاه‌ها، چه از لحاظ قدرت بازار و چه از لحاظ توابع تولید، قابل توجه است. ناهمگنی در قدرت بازار ۲۱ درصد و ناهمگنی در توابع تولید (حداکثر)

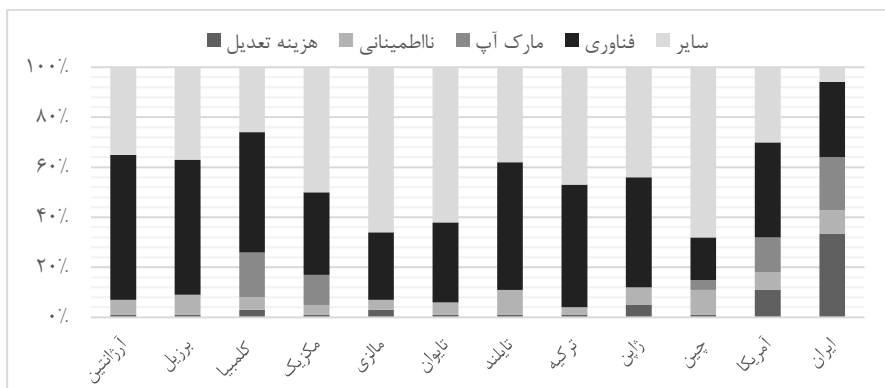
۳۰ درصد از سوءتخصیص مشاهده شده را توضیح می‌دهد. بنابراین، بیش از نیمی از واریانس تولید متوسط سرمایه که به‌عنوان سوءتخصیص تفسیر می‌شود، با توجه به این ناهمگنی‌ها قابل توضیح است. البته باید توجه داشت که عدد به‌دست آمده برای نقش ناهمگنی در تابع تولید یک کران بالا است. به علاوه، نمی‌توان تمام این واریانس در تولید متوسط را به‌خاطر انتساب به ناهمگنی بنگاه، کارا فرض کرد. به‌ویژه در مورد نابرابری در مارک‌آپ باید گفت این مورد خودش می‌تواند به‌خاطر اختلال‌های ناشی از سیاست دولت به وجود آمده باشد. بنابراین، چنان‌که در فضای نهادی ایران قابل‌تصور است، اگر بنگاه‌ها به دلیل قیمت‌گذاری دستوری یا انواع یارانه‌ها، مالیات‌ها و معافیت‌ها، با قیمت‌های متفاوتی برای نهاده‌ها روبرو باشند، ناهمگن بودن مارک‌آپ نیز نشان از ناکارایی است و «سوء»تخصیص محسوب می‌شود.

جدول ۵: اثر ناهمگنی در تابع تولید و مارک‌آپ بر سوءتخصیص

عامل	سوءتخصیص ایجادشده	سهم از سوءتخصیص کل
ناهمگنی در قدرت بازار	۰/۳۲	٪ ۲۱/۲۳
ناهمگنی در تابع تولید	۰/۴۶	٪ ۳۰/۰۳
جمع	۰/۷۸	٪ ۵۱/۲۶

۵ - ۳. مقایسه با سایر کشورها

برای دستیابی به شهود بهتر پیرامون گشتاورها، پارامترها و همچنین سهم عوامل مختلف، نتایج به ایران با سایر کشورها مقایسه شده‌است (شکل ۲). دیوید و همکاران (۲۰۲۱) همین چهارچوب را به یازده کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته اعمال کرده‌اند. داده لازم برای تخمین سهم مارک‌آپ فقط در کشورهای مکزیک، کلمبیا، چین و آمریکا در دسترس نویسندگان بوده، بنابراین صفر بودن سهم این عامل در سایر کشورها ناشی از محدودیت‌های داده در پژوهش دیوید و همکاران (۲۰۲۱) است.

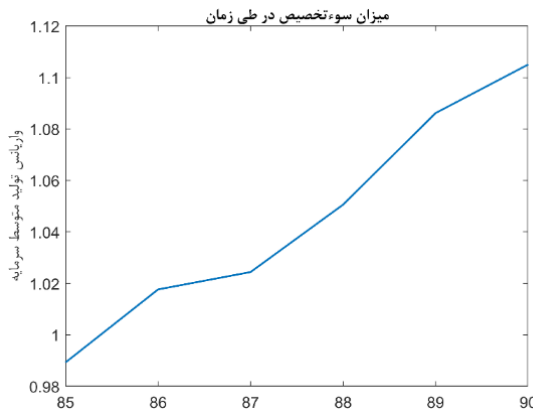


شکل ۲: عوامل مؤثر بر سوءتخصیص، مقایسه ایران و یازده کشور

آنچه اقتصاد ایران را از سایر کشورها متمایز می‌سازد، اهمیت هزینه تعدیل سرمایه است. سهم این مورد در سوءتخصیص از تمام کشورهای دیگر بیشتر است. لازم است بار دیگر به تعداد محدود مشاهدات در سایر کشورها توجه شود و نتایج با احتیاط تفسیر گردد. نکته قابل ملاحظه دیگر آن است که پس از در نظر گرفتن ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید، قسمتی از سوءتخصیص که توضیح داده نشده باقی می‌ماند، کوچک‌تر از سایر کشورهاست. سایش اطلاعاتی نقشی تقریباً هم‌اندازه با سایر کشورها دارد و نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید همانند اکثر کشورها بسیار مهم است.

۵-۴. سوءتخصیص طی زمان

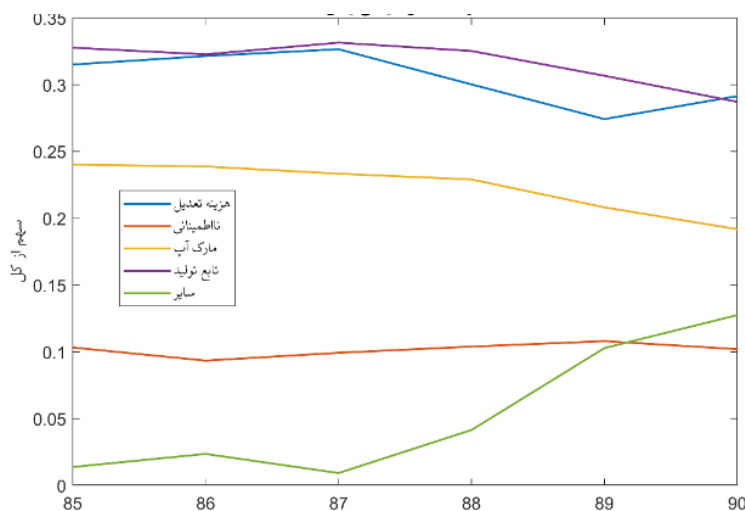
سؤال مهم دیگر تغییر اهمیت عوامل ایجادکننده سوءتخصیص طی زمان است. در این قسمت بازه زمانی مطالعه را (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲) به شش پنجره متحرک سه‌ساله تقسیم و گشتاورهای داده را جداگانه در هر کدام از این بازه‌های زمانی محاسبه می‌کنیم. همچنین در هر پنجره زمانی با روش بوت‌استرپ، ماتریس واریانس-کواریانس این گشتاورها را نیز به دست می‌آوریم. در شکل (۳) میزان سوءتخصیص طی زمان نشان داده شده، محور افقی سال ابتدای پنجره سه‌ساله است.



شکل ۳: میزان سوءتخصیص سرمایه فیزیکی طی زمان

میزان سوءتخصیص در اقتصاد ایران طی این دوره افزایشی بوده و حدود ۱۱ درصد زیاد شده است. برای پاسخ به این پرسش که سهم عوامل مختلف طی این دوره چگونه تغییر کرده، پارامترهای مدل را برای هر کدام از بازه‌های زمانی تخمین می‌زنیم و سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص را تفکیک می‌کنیم. شکل (۴) سهم هر عامل را نشان می‌دهد. از سال ۱۳۸۷، سهم اختلال‌ها (سایر عوامل) در سوءتخصیص افزایش قابل توجهی داشته و از ۱/۳۸ به بیش ۱۲/۷ درصد رسیده است. سایر موارد، مانند هزینه تعدیل و ناهمگنی در تابع تولید تقریباً طی زمان ثابت هستند که با شهود اقتصادی همخوانی دارد. زیرا تابع تولید بنگاه‌ها در بازه زمانی نسبتاً کوتاه نباید تغییر قابل توجهی بکند.

توجه شود که شکل فوق سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص را نشان می‌دهد و دلیل اینکه سهم عواملی مانند هزینه تعدیل یا مارک‌آپ کاهش یافته، افزایش میزان مطلق سوءتخصیص (مخرج کسر) است. برای مشاهده میزان مطلق سوءتخصیص ایجادشده توسط هر عامل، بنگرید به پیوست (ج). بنابراین، افزایش سوءتخصیص در سال‌های پس از ۱۳۸۷، توسط عواملی مانند هزینه تعدیل و ناهمگنی بنگاه‌ها قابل توضیح نیست، بلکه افزایش اختلال‌ها (که می‌تواند ناشی از دخالت‌های دولت باشد) به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است.



شکل ۴: سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص در اقتصاد ایران طی زمان

۵ - ۵. آزمون‌های پایداری

در این قسمت پایداری نتایج نسبت به تغییر در روش محاسبه گشتاورها و در نظر گرفتن خطای اندازه‌گیری در متغیرها بررسی می‌شود.

۵ - ۶. گشتاورها از روش‌های مختلف

در جدول (۶)، گشتاورهای حاصل از سرمایه‌های ساخته‌شده به روش‌های متفاوت گزارش شده است. مشاهده می‌شود گشتاورهای به‌دست آمده (و در نتیجه پارامترها و سهم عوامل مؤثر بر سوءتخصیص) از تمام روش‌ها بسیار نزدیک به یکدیگرند و تفاوت قابل توجهی وجود ندارد.

جدول ۶: گشتاورهای به دست آمده از روش‌های متفاوت ساخت سرمایه فیزیکی

روش	ρ	σ_{μ}^2	$\rho_{a,i-1}$	$\rho_{i,i-1}$	$\rho_{arpk,a}$	σ_i^2	σ_{arpk}^2
روش PIM	۰,۷۶۶	۰,۴۴۰	۰,۰۳۱	۰,۳۸۰-	۰,۹۱۱	۰,۰۰۹	۱,۰۴۱
نسبت $\frac{i}{k}$	۰,۷۶۸	۰,۴۵۳	۰,۰۳۱	۰,۳۷۹-	۰,۹۱۰	۰,۰۰۹	۱,۰۷۵
رگرسیون	۰,۷۶۹	۰,۴۵۶	۰,۰۳۲	۰,۳۷۶-	۰,۹۰۲	۰,۰۰۹	۱,۰۷۶
روش سلینگر و سامرز	۰,۷۶۶	۰,۴۳۹	۰,۰۲۷	۰,۳۷۴-	۰,۹۱۲	۰,۰۰۸	۱,۰۴۳
فرض سرمایه‌گذاری صفر	۰,۷۵۴	۰,۴۸۲	۰,۰۴۷	۰,۳۷۷-	۰,۹۲۱	۰,۰۱۷	۱,۱۱۲
مقادیر حقیقی	۰,۷۶۶	۰,۴۴۴	۰,۰۳۳	۰,۳۸۱-	۰,۹۱۲	۰,۰۱۰	۱,۰۵۲
پنل متوازن	۰,۷۷۱	۰,۳۶۸	۰,۰۴۷	۰,۳۷۳-	۰,۹۳۱	۰,۰۱۱	۰,۹۲۱۷

عامل مهم دیگری که در قسمت مرور ادبیات نیز به آن اشاره شد، خطای اندازه‌گیری است. طبیعی است که در جمع‌آوری، گزارش و ثبت داده‌های بنگاه‌ها، خطا صورت گیرد. این عامل می‌تواند محاسبات ما در مورد میزان سوءتخصیص را تحت تأثیر قرار دهد. پژوهش بیلز و همکاران (۲۰۲۱) روشی برای تخمین نقش خطای اندازه‌گیری جمع‌شونده ارائه داده که از آن استفاده می‌کنیم. نشان داده می‌شود تحت شرایط مشخصی، ضریب λ در رگرسیون زیر:

$$\Delta va_{it} = \beta_1 arpk_{it} + \beta_2 \Delta k_{it} - \beta_2(1 - \lambda) arpk_{it} \cdot \Delta k_{it} + D_{jt} + \epsilon_{it}$$

نشان‌دهنده نسبت سوءتخصیص واقعی به سوءتخصیص اندازه‌گیری شده است. در عبارت فوق، Δva_{it} رشد ارزش افزوده و Δk_{it} رشد سرمایه فیزیکی را نشان می‌دهند. D_{jt} اثرات ثابت صنعت-سال است. با تخمین این رگرسیون λ برابر با ۱/۰۶ به دست می‌آید. بنابراین، تخمین‌های ما از شدت سوءتخصیص اولاً از خطای اندازه‌گیری جمع‌پذیر کمی رنج می‌برند، ثانیاً اعدادی که در این قسمت ارائه گردید کران پایین میزان سوءتخصیص در اقتصاد ایران هستند، زیرا به نظر می‌رسد خطای اندازه‌گیری باعث اندکی (۶ درصد) کاهش در میزان سوءتخصیص محاسبه شده گردیده است.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به تخمین سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایه فیزیکی در کارگاه‌های صنعتی ایران پرداخته شد. سپس نحوه تغییرات سهم این عوامل طی زمان نیز بررسی گردید.

با هدف تفکیک سهم عوامل مختلف در سوءتخصیص سرمایه فیزیکی در ایران، با استفاده از داده طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۹۲ به تخمین پارامترهای یک مدل تعادل عمومی پرداختیم. در این مدل چند عامل ایجادکننده سوءتخصیص وجود دارد که عبارتند از: هزینه تعدیل سرمایه، نااطمینانی بنگاه‌ها در مورد بهره‌وری دوره بعد، اختلال‌های همبسته با بهره‌وری بنگاه، اختلالات تصادفی و اختلالات ثابت برای هر بنگاه. با استفاده از روش GMM و با نزدیک کردن گشتاورهای داده و مدل، پارامترهای مدل تخمین زده می‌شود. پس از به دست آمدن پارامترها، امکان محاسبه پادواقع‌ها وجود دارد و از این طریق نقش هر عامل (با صفر گذاشتن پارامترهای سایر عوامل)

به‌دست می‌آید. همچنین روشی برای تخمین نقش ناهمگنی در مارک‌آپ و تابع تولید بنگاه‌ها ارائه گردیده است.

نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سه عامل: ۱. هزینه‌های تعدیل (۳۰ درصد)؛ ۲. ناهمگنی در مارک‌آپ (۲۰ درصد) و ۳. ناهمگنی در تابع تولید بنگاه‌ها (۳۰ درصد) پتانسیل توضیح بیش از ۸۰ درصد نابرابری در تولید متوسط سرمایه در اقتصاد ایران را دارند. نااطمینانی بنگاه در مورد بهره‌وری آینده خودش و سایر عوامل نیز هرکدام حدود ۱۰ درصد از نابرابری در تولید متوسط سرمایه را توضیح می‌دهند. دقت شود که در این مدل از تکانه‌های کلان صرف‌نظر کرده‌ایم و بنابراین نااطمینانی بنگاه در مورد تکانه وارد به بهره‌وری مختص خود بنگاه است.

همچنین نشان داده شد که میزان واریانس تولید متوسط سرمایه طی بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ روند کاملاً صعودی را طی کرده است (حدود ۱۱ درصد افزایش). با تقسیم بازه زمانی به پنجره‌های زمانی سه ساله و تخمین مدل در هرکدام از پنجره‌های زمانی، نشان داده شد که از سال ۱۳۸۷ به بعد، سهم اختلال‌ها در سوءتخصیص افزایش یافته، درحالی‌که میزان سوءتخصیصی که عواملی همچون هزینه‌های تعدیل و ناهمگنی بنگاه‌ها ایجاد می‌کرده، ثابت مانده است.

References

- Asker, J., Collard-Wexler, A., & De Loecker, J. (2014). Dynamic inputs and resource (mis) allocation. *Journal of Political Economy*, 122(5), 1013-1063.
- Asker, J., Collard-Wexler, A., & De Loecker, J. (2019). (Mis) allocation, market power, and global oil extraction. *American Economic Review*, 109(4), 1568-1615.
- Bils, M., Klenow, P. J., & Ruane, C. (2021). Misallocation or mismeasurement? *Journal of Monetary Economics*, 124, S39-S56.
- Cooper, R. W., & Haltiwanger, J. C. (2006). On the nature of capital adjustment costs. *The Review of Economic Studies*, 73(3), 611-633.
- David, J. M., Hopenhayn, H. A., & Venkateswaran, V. (2016). Information, misallocation, and aggregate productivity. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 943-1005.
- David, J. M., & Venkateswaran, V. (2019). The sources of capital misallocation. *American Economic Review*, 109(7), 2531-67.
- David, J. M., Venkateswaran, V., Cusolito, A. P., & Didier, T. (2021). Capital Allocation in Developing Countries. *The World Bank Economic Review*, 35(4), 1102-1121.
- De Loecker, J., & Warzynski, F. (2012). Markups and firm-level export status. *American Economic Review*, 102(6), 2437-71.
- Eshaqnia, M. S. (2012). *Input misallocation and total factor productivity in Iran's manufacturing sector, the role of trade* (Master's thesis, Sharif University of Technology). [In Persian]
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2013). Misallocation and financial market frictions: Some direct evidence from the dispersion in borrowing costs. *Review of Economic Dynamics*, 16(1), 159-176.
- Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others?. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.
- Haltiwanger, J., Kulick, R., & Syverson, C. (2018). Misallocation measures: The distortion that ate the residual. *National Bureau of Economic Research*, (No. w24199).
- Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403-1448.
- Madanizadeh, S. A., & Ebrahimian, M. (2018). Designing and Calibrating a Core General Equilibrium Macro Model for the Iran's Economy. *Journal of Economic Research and Policies*, 25(84), 7-42. (In Persian).
- Mahmmodzadeh, A., Nili, F., & Nili, M. (2016). *Working capital, misallocation, and total factor productivity* (PhD dissertation, Sharif University of Technology). [In Persian]
- Midrigan, V., & Xu, D. Y. (2014). Finance and misallocation: Evidence from plant-level data. *American Economic Review*, 104(2), 422-58.
- Moll, B. (2014). Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? *American Economic Review*, 104(10), 3186-3221.

- Motavessli, A. (2009). *The effect of removing price distortions on Iranian industrial firms* (Master's thesis, Sharif University of Technology). [In Persian]
- Parente, S. L., & Prescott, E. C. (2002). *Barriers to riches*. MIT Press.
- Peters, M. (2020). Heterogeneous markups, growth, and endogenous misallocation. *Econometrica*, 88(5), 2037-2073.
- Restuccia, D., & Rogerson, R. (2008). Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments. *Review of Economic Dynamics*, 11(4), 707-720.
- Restuccia, D., & Rogerson, R. (2017). The causes and costs of misallocation. *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 151-74.
- Schmitz Jr, J. A. (2005). What determines productivity? Lessons from the dramatic recovery of the US and Canadian iron ore industries following their early 1980s crisis. *Journal of Political Economy*, 113(3), 582-625.
- Song, Z., & Wu, G. L. (2015). *Identifying capital misallocation*. Work. Pap., Univ. Chicago, Chicago.
- Statistical Center of Iran. (2014). Standard statistical definitions and concepts. Statistical Center of Iran, Office of public relations and international cooperations. [In Persian]

Determinants of Capital Misallocation An Evidence from the Iranian Industrial Establishments

Seyed Mahdi Hosseini Maasoum¹

Dr. Amineh Mahmoudzadeh²

Dr. Seyed Ali Madanizadeh³

Received: 2023/06/30

Accepted: 2023/08/11

Introduction

The question of why different countries vary in terms of per capita welfare, has always been a fundamental issue in economics. It is generally agreed within the economic literature that the disparity in per capita income among nations cannot be primarily attributed to differences in the production inputs. Instead, it seems that the main discrepancy lies in the total factor productivity (TFP) of each country.

Another crucial question is what factors contribute to the differences in TFP. The related literature generally falls into two categories. The first suggests the problem is the lack of advanced technology usage. According to these theories, various factors, including detrimental government businesses in developing countries fail to utilize the recent technologies, which lead to lower TFP.

The second, more recent line of thought emphasizes the heterogeneity and disparity of firms within each country rather than considering a representative firm for each nation. The "misallocation" literature builds on the idea that differences in TFP among countries not only depend on individual firms productivity but also on how production inputs are distributed among these firms.

This research seeks to answer what factors contribute to the misallocation of physical capital in the Iranian economy. Such an understanding is crucial to address misallocation and move towards optimal allocation, thereby enhancing productivity and welfare. However, it is first necessary to identify what factors cause misallocation as each one demands a distinct solution. Some of these factors are inherently optimal, such as misallocation caused by the firms technology heterogeneity or the presence of physical capital adjustment costs, which do not require any corrective action. In contrast, others result from disruptive government policies and a hostile economic environment that stifle the economy.

Methodology

In order to address this research question, we utilize a general equilibrium model based on the work of David and Venkateswaran (2019), featuring heterogeneous

-
1. Pre-doctoral research assistant, London School of Economics, London, UK.
Email: s.m.hosseini-maasoum@lse.ac.uk
 2. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: mahmoodzadeh@sharif.edu
 3. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: madanizadeh@sharif.edu

firms. We estimate the parameters using panel data from industrial workshops from 2003 to 2013 (the most recent data available) and employ the Generalized Method of Moments (GMM). The estimation of structural parameters allows us to disentangle the influences of five misallocation-causing factors. These are: 1. Investment adjustment costs, 2. Information frictions, 3. Distortions, 4. Heterogeneity in firms mark-ups, and 5. Heterogeneity in firms technology. It should be noted that in this model, information frictions refer only to firm's uncertainty about its own future productivity, not macro-level uncertainty.

One notable feature of this research is its consideration of several misallocation factors within a single model. As will be discussed further, concentrating on one misallocation factor without considering others could significantly bias estimates of that factor role. By incorporating multiple factors into a unified framework, we can obtain unbiased estimates of each factor. Choosing appropriate moments to match the data and the model is a major challenge in this process. David and Venkateswaran (2019) demonstrate that by selecting five specific moments, the model parameters can be estimated uniquely and without bias.

Another strength of this study lies in its use of statistical data from the annual survey of industrial plants. Given the significant differences between smaller businesses and large corporations, along with the former considerable role in employment in Iran, studies based solely on large corporations cannot paint an accurate picture of the Iranian economy.

Results and Conclusion

Our findings indicate that capital adjustment costs, heterogeneity in the production function, and heterogeneity in firms mark-ups are the three primary causes of misallocation in the Iranian economy, accounting for over 80% of the variance in average capital production. Furthermore, the results demonstrate that misallocation has grown during the study period, with a particularly notable increase after 2007 due to the growing impact of disturbances.

Keywords: Misallocation, Physical Capital, Iranian Economy, Manufacturing Establishments

JEL Classification: D22, D24, D25, E22, G31