نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 30، شماره 4، زمستان 1395، ص. 322-308

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 4, Winter 2017, p. 308-322

کشش جانشینی، بازدهی به مقیاس و کارآمدی سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی

حمید عزیزمحمدلو[1]

تاریخ دریافت: 1395/03/25
تاریخ پذیرش: 1395/09/28

چکیده

بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی عوامل تولید در زمره عواملی هستند که نقش تعیین‌کننده‌ای در تقویت و یا تضعیف میزان اثرگذاری اعتبارات سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال دارند. در این تحقیق با استفاده از داده‌های سال‌های 1353 تا 1391 تأثیر کشش جانشینی و بازدهی به مقیاس بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات استوار و مدل‌های خطی تعمیم‌یافته برآورد گشته و مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌ها مؤید تأثیر مثبت بازدهی نسبت به مقیاس و تأثیر منفی کشش جانشینی عوامل تولید بر ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال بخش کشاورزی است. بنابراین تخصیص اعتبارات به زیر بخش‌های دارای بازدهی به مقیاس بالاتر و یا اجرای برنامه‌های تقویت کننده بازدهی به مقیاس و بهره‌وری از جمله جلوگیری از خرد شدن زمین‌های کشاورزی و استفاده از سیستم‌های نوین آبیاری، در کنار اعطای تسهیلات می‌تواند اثربخشی ابزار تسهیلات را در ایجاد اشتغال بهبود بخشد. همچنین تخصیص بیشتر منابع سرمایه‌گذاری به زیر بخش‌هایی که از کشش جانشینی پایین‌تری برخوردارند می‌تواند میزان اثربخشی ابزار سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی را بهبود بخشد.

واژه‌های کلیدی: جانشینی بین نهاده‌ها، مدل فضا- حالت، مسیر توسعه، مقیاس تولید

مقدمه

کینز (22) در زمره اولین اقتصاددانانی است که در کتاب خود تحت عنوان" نظریه عمومی پول، بهره و اشتغال" به‌طور مبسوط در خصوص آثار سیاست‌های تقاضای کل و از جمله سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال و حل مشکل بیکاری در سطح کلان بحث نموده است. کینز معتقد است افزایش سرمایه‌گذاری منجر به افزایش تقاضای کل و بالا رفتن سطح قیمت‌ها می‌شود. بنگاه‌های تولیدی با مشاهده این افزایش قیمت اقدام به افزایش سطح تولید خود خواهند نمود که این امر با تقاضای نیروی کار بیشتر میسر خواهد بود. ازآنجاکه از نظر کینز انتظارات قیمتی عرضه‌کنندگان نیروی کار کندتر از انتظارات قیمتی تقاضاکنندگان شکل گرفته و تعدیل می‌گردد، افزایش سطح تقاضای کل در نتیجه گسترش سرمایه‌گذاری افزایش اشتغال را به دنبال خواهد داشت. این امر توسط طرفداران مکتب کینز نیز مورد بررسی و تأیید قرار گرفته است هرچند که از نظرکلاسیک‌ها و طرفداران آن‌ها به دلیل شکل‌گیری کامل انتظارات عرضه‌کنندگان نیروی کار، سیاست‌های تقاضای کل و از آن جمله سرمایه‌گذاری نقشی در افزایش اشتغال ندارد.

لذا در کنار کارکرد اصلی به‌کارگیری عامل سرمایه (از نقطه نظر یک بنگاه اقتصادی) که همان تولید کالا یا خدمات است، یک کارکرد ضمنی دیگری ظاهر می‌گردد که برای سیاست‌گذار اقتصادی در شرایط خاصی از اهمیت بسیار بالایی برخوردار می‌گردد. این کارکرد ضمنی همان ایجاد فرصت شغلی برای نیروی کار است که میزان آن بستگی به نوع تکنولوژی بنگاه و چگونگی ترکیب این عامل با عامل سرمایه بستگی دارد. توجه به این کارکرد ضمنی که عمدتاً از وجود معضل بیکاری نیروی کار در اقتصاد نشأت می‌گیرد، موضوع تخصیص سرمایه به‌منظور ایجاد فرصت‌های شغلی از طریق ایجاد بنگاه‌های جدید و یا توسعه بنگاه‌های موجود را به‌عنوان یکی از ابزارهای اساسی مدنظر سیاست‌گذاران برای ایجاد اشتغال مطرح ساخته است. این امر همچنین توجه محققان را برای بررسی رفتار عوامل تولید در قبال تغییرات یکدیگر و به همچنین بررسی آثار سیاست‌های مربوط به تخصیص سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال، به خود معطوف نموده است. به‌طور کلی این موضوع را می‌توان از دو

1- استادیار اقتصاد، دانشگاه بین المللی امام خمینی قزوین (ره)
(*- نویسنده مسئول: Email: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir)
DOI: 10.22067/jead2.v30i4.56585

منظر اقتصاد کلان و اقتصاد خرد مورد توجه قرار داد. اغلب مطالعاتی که در این حوزه انجام یافته‌اند بیشتر از نگرش اقتصاد کلان برخوردار بوده و سعی نموده‌اند تا آثار سیاست‌های تخصیص سرمایه و سرمایه‌گذاری بر اشتغال را در سطح کلان مورد مطالعه قرار دهند.

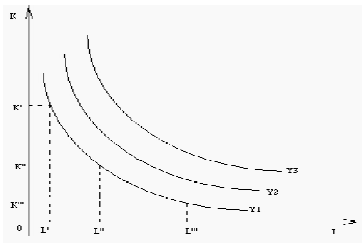
علاوه بر مطالعاتی که به‌طور ضمنی در آن‌ها نقش سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال مورد بحث قرار گرفته است، مطالعاتی نیز انجام یافته است که به‌طور مستقیم به این موضوع پرداخته‌اند. کورتوویچ (24)، علیلی (1)، برونو و دیگران (9) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اشتغال و مهارت نیروی کار را مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعات این محققین تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری خارجی بر اشتغال و همچنین مهارت نیروی کار در کشورهای میزبان را تأیید نموده است. چودورو (11)، بنتولیا و دیگران (6)، بوری و دیگران (8) و دویگان و دیگران (13) نقش اعتبارات و بازار اعتبارات را بر مسائل اشتغال و تقاضای نیروی کار مورد مطالعه قرار داده‌اند و تأثیر معنی‌دار اعتبارات را بر بازار نیروی کار و به خصوص بر تقاضای نیروی کار تأیید نموده‌اند. پاگانو و پیکا (27) رابطه بین تأمین مالی و اشتغال را طی دوره زمانی 1970 تا 2003 برای کشورهای OECD بررسی نموده و دریافته است که شاخص توسعه مالی تأثیر مثبت و تعیین کننده‌ای بر اشتغال صنایع در این کشورها داشته هر چند که رابطه معنی‌داری بین توسعه مالی و بهره‌وری نیروی کار مشاهده نشده است. کالکی (19) نقش سرمایه‌گذاری خصوصی را در نیل به اشتغال کامل بررسی نموده و استدلال نموده است که تسهیل مداوم شرایط و زمینه‌های افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند در کنار عوامل دیگری از جمله کاهش نرخ بهره و کاهش مالیات، نقش مؤثری در هدایت اقتصاد به سمت اشتغال کامل داشته باشد. بنویت (5) در مطالعه خود تأثیر سرمایه‌گذاری خالص و مصرف را بر اشتغال کامل نشان داده است. در مطالعه انجام یافته توسط دوبروفسکی (12) نشان داده شده است که سرمایه‌گذاری جایگزینی از عوامل تعیین کننده درآمد ملی و همچنین اشتغال نیروی کار است. بالدوین (4) در تحقیق خود با مطالعه تأثیرات تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر اشتغال و دستمزدهای نسبی دریافته است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسته به نوع تحصیلات و مهارت نیروی کار در کشورهای میزبان تأثیرات متفاوتی بر اشتغال نیروی کار دارد به گونه‌ای که تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر بر اشتغال نیروی کار ماهر و تحصیل‌کرده نمایانتر و مشهودتر است. برنستین (7) نیز سعی کرده است تا ارتباط بین دستمزدهای نسبی، سرمایه‌گذاری و اشتغال را بررسی نماید. رونقی و بخشوده (29) با استفاده از آزمون علیّت گرانجری نشان داده‌اند که بین اشتغال در بخش کشاورزی استان فارس و اعتبارات رابطه علّی بر قرار می‌باشد. کیخواه و دیگران (21) با استفاده از مدل تصحیح خطای آستانه‌ای، تأثیر اعتبارات بانکی بر اشتغال بخش کشاورزی را در استان مازندران برآورد نموده است. این محقق حد آستانه ای را 0/44 اعتبارات بانکی برآورد نموده و نشان داده است که در صورت تجاوز از این حد آستانه‌ای، اعتبارات بانکی تأثیر منفی معنی‌دار بر اشتغال بخش کشاورزی خواهد داشت. سعدی و موسوی (31) عوامل و سیاست‌های مؤثر بر اشتغال نیروی کار را در اقتصاد ایران مورد مطالعه قرار داده و نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت می‌توان با استفاده از تسهیلات و تحریک تولید، اشتغال را افزایش داد. ضمن اینکه مهم‌ترین عامل ایجاد اشتغال در بلندمدت سرمایه‌گذاری و به تبع آن، رشد اقتصاد شناسایی شده است. فدایی و کاظمی (14) نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر اشتغال در ایران را مورد مطالعه قرار داده و دریافته‌اند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور مستقیم و معنی‌داری برسطح اشتغال تأثیرگذار بوده، به طوری‌که جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فرآیند ایجاد اشتغال را بهبود بخشیده است. پژویان و فرزین (28) ضمن بررسی اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی را بر سرمایه‌گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی ایران نشان داده‌اند که اثربخشی اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی طی سال‌های 1345 تا 1380 بر اشتغال بخش کشاورزی مثبت بوده است. به این ترتیب که یک درصد افزایش در اعتبارات سرمایه‌ای و اعتبارات جاری بانک کشاورزی به ترتیب منجر 0/034درصد و 0/5درصد افزایش در اشتغال بخش کشاورزی شده است. بلالی و خلیلیان (3) نقش سرمایه‌گذاری را در ایجاد اشتغال در زیر بخش‌های کشاورزی ایران مورد بررسی قرار داده و تأثیر مثبت و معنی‌دار سرمایه‌گذاری بر اشتغال بخش کشاورزی را نتیجه گرفته‌اند.

مرور مطالعات تجربی انجام یافته حاکی از آن است که در اغلب کارهای انجام‌یافته در این حوزه سعی شده است تا میزان ارتباط سرمایه‌گذاری با اشتغال مورد بررسی قرار گیرد. اما در این خصوص که میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال تابع چه عوامل و شرایطی است به‌طور مشخص مطالعه‌ای صورت نگرفته است. این امر در خصوص بخش کشاورزی بیشتر صدق می‌نماید. این در حالی است که طی دهه‌های گذشته و در حال حاضر مشکل واقعی در بخش کشاورزی کشور که انگیزه این مطالعه است، عدم توجه به شرایط و پتانسیل موجود در بخش‌ها و زیر بخش‌های کشاورزی و تخصیص یکسان اعتبارات سرمایه‌گذاری با هدف ایجاد اشتغال از طرف دولت و نهادهای متولی است. به عبارت دیگر یکی از چالش‌های اصلی تخصیص اعتبارات اشتغال‌زا در هر بخشی و به طور خاص در بخش کشاورزی این امر است که در تخصیص اعتبارات سرمایه‌گذاری، تمامی بخش‌ها به طور یکسان و دارای شرایط مشابه در نظر گرفته می‌شوند. این در حالی است که برخی از بخش‌ها و زیر بخش‌های کشاورزی با توجه به ساختار فنی، تولیدی و اقتصادی حاکم بر آنها قادرند نسبت به بخش‌های دیگر بستر ساز میزان اشتغال بیشتری باشند. این تحقیق با هدف بررسی چنین امری انجام شده است و

درصدد است تا با معرفی دو مؤلفه نرخ بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی عوامل تولید به‌عنوان عوامل مؤثر بر توان اشتغال‌زایی مخارج سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، گامی در جهت پر کردن این خلأ بردارد و تبیین نماید که این دو مقوله چگونه می‌توانند مسیرهایی را مشخص نمایند تا تخصیص سرمایه از طریق چنین مسیرهایی منجر به تقویت کارکرد ضمنی (اشتغال‌زایی) منابع سرمایه‌گذاری گردد. بدین منظور در ابتدا سعی می‌شود تا این موضوع در قالب یک چارچوب تئوریک تبیین گردد و سپس بر اساس مشاهدات تجربی مربوط به بخش کشاورزی مورد آزمون قرار گیرد.

مواد و روش‌ها

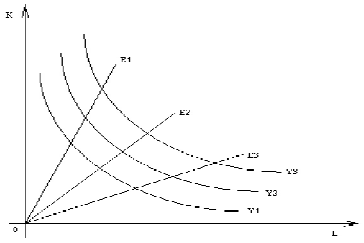
به‌منظور ارائه یک چارچوب نظری که بر اساس آن بتوان دلالت‌های ضمنی بازدهی‌های نسبت به مقیاس و جانشینی بین کار و سرمایه در بخش کشاورزی را بررسی نمود، باید فضایی تصویر گردد که در آن ارتباط بین نهاده‌ها با یکدیگر و همچنین ارتباط بین ستانده‌ها و نهاده‌ها قابل تبیین باشد. شاید آشناترین و بنیادی‌ترین روش ارائه چنین فضایی استفاده از فضای منحنی‌های هم‌مقداری تولید یک بنگاه کشاورزی است. بنگاه کشاورزی را در نظر می‌گیریم که برای تولید محصولات خود از دو نهاده سرمایه و نیروی کار استفاده می‌نماید. با فرض فعالیت بنگاه در منطقهٔ اقتصادی تولید، رابطهٔ بین دو عامل سرمایه و نیروی کار در فرآیند تولید بنگاه را می‌توان از طریق منحنی‌های هم‌مقداری تولید به‌صورت نمودار شکل (1) نشان داد به‌گونه‌ای که منحنی‌های هم‌مقداری بالاتر حاکی از مقیاس تولید بزرگ‌تر است.



شکل 1- جانشینی سرمایه و کار بر اساس منحنی‌های تولید یکسان

Figure 1- Capital and labor substitution based on isoquant cucrve

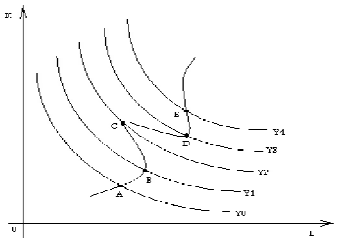
بر روی هر منحنی هم‌مقداری تولید ارتباط معکوسی بین دو نهاده کار و سرمایه وجود دارد. به‌عبارت دیگر در صورت ثابت ماندن مقیاس تولید، این دو نهاده جانشین یکدیگر به شمار می‌روند. اما کارکرد ضمنی به‌کارگیری سرمایه، به‌نوعی حاکی از ارتباط مثبت بین این دو نهاده است که این امر تنها در صورت تغییر مقیاس تولید عملی خواهد بود. ارتباط دو نهاده در حالت تغییر مقیاس تولید با توجه به چگونگی مسیر توسعه بنگاه از نقطه‌نظر خطی بودن و غیرخطی بودن تعیین می‌گردد.



شکل 2- مسیر توسعه و جانشینی سرمایه و کار

Figure 2- Extension path and capital - labor substitution

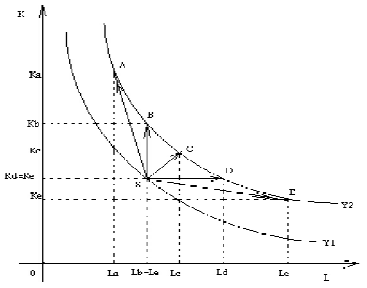
همچنان که در شکل (2) نشان داده شده است، با فرض گسترش مقیاس تولید در حالت ثبات نسبت عوامل تولید (مسیر توسعه خطی) همواره ارتباط مثبتی بین دو نهاده نیروی کار و سرمایه وجود خواهد داشت. اما در حالت گسترش مقیاس تولید با تغییر نسبت عوامل (مسیر توسعه غیرخطی که در نمودار (3) نشان داده شده است) می‌توان هم ارتباط مثبت و هم ارتباط منفی را بین دو نهاده کار و سرمایه ملاحظه نمود.



شکل 3- جانشینی سرمایه و کار در مسیر توسعه غیرخطی

Figure 3- Capital - labor substitution in non-linear Extension path

عزیز محمدلو (2) و سبحانی و عزیز محمدلو (33) در این خصوص سه حالت را برای ارتباط بین کار و سرمایه مدنظر قرار داده‌اند که بر اساس نمودار (4) قابل بحث است.



شکل 4- حالت‌های مختلف ارتباط سرمایه و کار در حالت توسعه مقیاس

Figure 4- Different relationships between Capital and labor during scale expansion

بر اساس نمودار مذکور بنگاه برای گسترش مقیاس تولید از y_1 به

y_2 با پنج حالت (در رابطه با شیوهٔ تلفیق و به‌کارگیری نهاده‌ها) مواجه است که در قالب سه سناریوی کلی قابل بحث است:

1- سناریوی جانشینی یکی از نهاده‌ها به‌جای نهاده دیگر (تغییر ناهمسوی دو نهاده)

2- سناریوی ثبات یک نهاده و افزایش نهاده دیگر

3- سناریوی گسترش هر دو نهاده (تغییر همسوی دو نهاده)

دو حالتِ «حرکت از S به A» که در طی آن عامل سرمایه جانشین نیروی کار می‌شود و «حرکت از S به E» که عامل نیروی کار جانشین سرمایه می‌گردد، بیانگر سناریوی جانشینی می‌باشند. تغییر مکان از نقطه S به B و D که در طی آن‌ها یکی از نهاده‌ها ثابت و دیگری افزایش می‌یابد به‌نوعی نشان‌دهنده سناریوی دوم است و بالاخره حرکت از نقطهٔ S به C که درنتیجه آن هر دو نهاده افزایش می‌یابد منعکس‌کننده سناریوی سوم یعنی استراتژی گسترش هر دو نهاده است.

بر پایه چنین استدلالی می‌توان استنباط کرد که اگر بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی در فرآیند گسترش مقیاس تولید بر اساس سناریوی جانشینی عمل نمایند، ارتباط بین دو نهاده منفی خواهد شد، حال تشخیص اینکه بنگاه از نقطه S به نقطه A حرکت کرده است یا به نقطهٔ E با بررسی رابطهٔ ارزش‌افزوده یا تولید بنگاه‌ها با هر یک از دو نهاده روشن خواهد شد؛ بدین صورت که اگر برای بنگاهی، تولید به‌طور معکوس عامل سرمایه و به‌طور مثبت عامل نیروی کار را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از نقطهٔ S به A صورت گرفته است یعنی فرآیند سرمایه برتر انتخاب شده است و برعکس. همچنین اگر بنگاه‌ها سناریوی ثبات یکی از نهاده‌ها (سناریوی دوم) را انتخاب نمایند، ارتباط معنی‌داری بین نهاده‌ها وجود نخواهد داشت و به عبارت دقیق‌تر، ضریب ارتباط این دو نهاده از لحاظ آماری معنی‌دار نخواهد بود، در این میان اگر متغیر تولید به‌طور معنی‌دار و مثبت عامل سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از S به B صورت گرفته و برعکس اگر این اثر مثبت و معنی‌دار در مورد عامل نیروی کار صدق کند حرکت از S به D صورت گرفته است و بالاخره اینکه اگر بنگاه‌ها از سناریوی گسترش هر دو نهاده (سناریوی سوم) در فرآیند گسترش مقیاس تولید بهره جویند، انتظار بر این است که بین دو نهاده و تولید ارتباط مثبت وجود داشته و متغیر تولید به‌طور مثبت بر هر دو نهاده اثر خواهد گذاشت.

آنچه در اینجا نیاز به تحلیل جدی‌تر دارد شرایطی است که منجر به شکل‌گیری رابطه مثبت بین نهاده‌های کار و سرمایه می‌شود. بر اساس توضیحات مطرح‌شده استنباط می‌شود که وجود ارتباط مثبت بین دو نهاده کار و سرمایه در فرآیند تولید بنگاه بستگی به دو عامل اساسی خواهد داشت. اولین عامل تمایل بنگاه به گسترش مقیاس تولیدی است. این عامل به‌عنوان یک شرط لازم برای این ارتباط مثبت به شمار می‌رود چرا که در غیر این صورت ارتباط معکوسی بین دو نهاده برقرار خواهد بود. دومین عامل به درجه جانشینی بین کار و سرمایه در فرآیند گسترش مقیاس تولید اشاره دارد بدین‌صورت که هر اندازه میزان جانشینی بین کار و سرمایه پایین‌تر باشد احتمال اینکه رابطه بین دو نهاده مثبت باشد افزایش می‌یابد و برعکس. به‌عبارت‌دیگر شرط کافی برای اینکه ارتباط مثبتی بین نهاده‌های کار و سرمایه وجود داشته باشد این است که دو نهاده مکمل یکدیگر باشند و هرچه قدر درجه مکمل بودن بیشتر باشد، امکان تغییر هم‌جهت نهاده‌ها در فرآیند گسترش مقیاس تولید بیشتر می‌گردد.

احتمال تحقق شرط لازم (گسترش مقیاس تولید) برای ارتباط مثبت بین کار و سرمایه تابع چه عواملی است؟ به‌عبارت دیگر در چه صورتی بنگاه اقتصادی تمایل به گسترش مقیاس تولید خواهد داشت. یک دسته از عوامل به شرایط بازار و تقاضای محصول ارتباط پیدا می‌کند. بدین صورت که هر اندازه تقاضا و بازار مناسبی برای محصول تولیدی بنگاه وجود داشته باشد احتمال افزایش مقیاس تولید برای پاسخگویی به تقاضای بازار فزونی می‌گیرد. دسته دیگر از عوامل به شرایط و تکنولوژی تولید و عرضه محصول مربوط می‌شود که به‌نوعی تعیین‌کننده نوع بازدهی به مقیاس است. اگر تکنولوژی تولید به‌گونه‌ای باشد که منجر به بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس گردد، تمایل بنگاه برای گسترش مقیاس افزایش می‌یابد ولی اگر بازدهی‌های کاهنده نسبت به مقیاس بر فرآیند تولید بنگاه حاکم باشد، انگیزه و تمایل بنگاه برای گسترش مقیاس تولیدی کاهش می‌یابد.

اما آن چنانکه بر اساس نمودار (2) نشان داده شده است، در صورت خطی بودن مسیر توسعه بنگاه همواره ارتباط مثبتی بین دو نهاده برقرار خواهد بود و بدین ترتیب شرط کافی برقرار خواهد شد. در این راستا آنچه اهمیت پیدا می‌کند بررسی این نکته است که تحت چه شرایطی امکان خطی بودن مسیر توسعه بنگاه افزایش می‌یابد. اگر نهاده‌ها کاملاً مکمل یکدیگر باشند (به‌عبارت‌دیگر با نسبت‌های کاملاً مشخص و معینی با یکدیگر ترکیب گردند) مسیر توسعه بنگاه یک مسیر خطی بوده و همواره ارتباط مثبتی بین دو نهاده حاکم خواهد بود. در چنین حالتی منحنی‌های هم‌مقداری تولید به حالت قائمه نزدیک شده و کشش جانشینی بین نهاده‌ها نیز به صفر میل می‌کند. در مقابل هراندازه که درج جانشینی بین عوامل تولید افزایش باید و نهاده‌ها بتوانند با نسبت‌های منعطف‌تری با یکدیگر ترکیب گردند، امکان وجود ارتباط منفی بین دو نهاده تقویت می‌گردد.

به‌منظور تحلیل کمی موضوع، نحوه ارتباط بین نهاده‌های کار و سرمایه و همچنین ارتباط تولید با نهاده‌ها را در قالب تابع تولید با کشش جانشینی ثابت مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهیم. انتخاب این تابع تولید از این جهت اهمیت دارد که بر اساس آن می‌توان به‌طور همزمان نوع بازدهی به مقیاس و همچنین ارتباط نهاده‌ها با یکدیگر را بررسی نمود. تابع تولید CES را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$Y = A[\alpha (K)^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-v/\rho} \quad (1)$$

در رابطه فوق Y میزان تولید، K عامل سرمایه، L عامل نیروی کار و A پارامتر بیان‌کننده سطح تکنولوژی است. ρ پارامتر جانشینی است که مقدار آن بین منفی یک تا مثبت بی نهایت ($-1<\rho<\infty$) قرار دارد و عامل تعیین کننده کشش جانشینی است. کشش جانشینی برای این تابع تولید از رابطه زیر به دست می‌آید (16):

$$\sigma = \frac{1}{1+\rho} \quad (2)$$

که در آن σ نشان دهنده میزان کشش جانشینی است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد این مقدار ارتباط بسیار نزدیکی با ρ دارد به‌گونه‌ای که هرگاه ρ به سمت بی‌نهایت میل کند، در آن صورت σ یا کشش جانشینی به سمت صفر میل می‌کند.

لذا پی بردن به میزان کشش جانشینی درگرو برآورد پارامترهای تابع تولید CES و از آن میان پارامتر ρ است. اما روش آسانی برای تخمین پارامترهای این تابع وجود ندارد. یکی از روش‌های برآورد این تابع روش تقریب کمنتا (23) است این روش بر بسط لگاریتم تابع تولید CES بر اساس سری‌های تیلور پیرامون یک مقدار اولیه ρ استوار است. برای رسیدن به چنین تقریبی فرم لگاریتمی تابع تولید CES را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$\log Y = \log A - \frac{v}{\rho}\log[\alpha (K)^{-\rho} - (1-\alpha)L^{-\rho}] \quad (3)$$

نتایج حاصل از بسط مرتبه دوم تیلور از تابع لگاریتمی CES به‌عنوان تقریبی از این تابع به‌صورت زیر ارائه می‌گردد.

$$\log Y = \log A + v\rho \log K + v(1-\alpha)\log L - \frac{1}{2}\rho v\alpha(1-\alpha)[\log K - \log L]^2 \quad (4)$$

تبدیل رابطه (4) بر اساس تابع نپرین می‌تواند تقریب تابع تولید CES را به‌صورت زیر ارائه دهد:

$$\hat{Y} = AK^{\alpha} L^{1-\alpha} \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{1}{2}\rho v(1-\alpha)\ln\left(\frac{K}{L}\right)} \quad (5)$$

رابطه (4) بیان‌کننده یک فرم خطی از تابع تولید CES بوده و ضرایب آن قابل برآورد است. چن (10) این رابطه را برای تولید سرانه به‌صورت زیر ارائه نموده است:

$$\log \frac{Y}{L} = \log A + (v-1)\log L + v\rho \log \frac{K}{L} - \frac{1}{2}\rho v\alpha(1-\alpha)[\log K - \log L]^2 \quad (6)$$

از ویژگی‌های جذاب این رابطه این است که تابع تولید به‌صورت سرانه در نظر گرفته شده است و بدین ترتیب این امکان فراهم می‌آید تا ضمن محاسبه ρ و در نتیجه کشش جانشینی، می‌توان از طریق ضریب متغیر نیروی کار نوع بازدهی به مقیاس را نیز تعیین نمود. در صورتی‌که ضریب متغیر نیروی کار مثبت و از نظر آماری معنی‌دار باشد این امر دال بر بازدهی به مقیاس فزاینده است و اگر این ضریب منفی و از نظر آماری معنی‌دار باشد، بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس وجود خواهد داشت. علاوه بر این با توجه به مقدار برآورد شده برای پارامتر ρ می‌توان میزان کشش جانشینی بین دو نهاده کار و سرمایه را به دست آورد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده برای نوع بازدهی به مقیاس تولید و همچنین میزان کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، می‌توان تعیین نمود که تحت چه شرایطی افزایش عامل سرمایه بیشترین تأثیر را بر افزایش نیروی کار از خود بر جای خواهد گذاشت. لذا برای آزمون این مطلب باید ارتباط بین این دو نهاده مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد.

برای بررسی ارتباط بین دو نهاده می‌توان از توابع تقاضای نهاده‌ها بهره جست. تابع تقاضای نهاده برای یک بنگاه اقتصادی از شرط حداکثر نمودن سود بنگاه حاصل می‌گردد (15). برای بنگاه موردنظر ما که با تابع تولید CES روبر است، تابع سود به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\pi = pA[\alpha (K)^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-v/\rho} - wL - rK \quad (7)$$

که در آن p قیمت محصول تولیدی بنگاه، w دستمزد نیروی کار و r دستمزد سرمایه یا نرخ بهره است. سطح بهینه استخدام عامل نیروی کار و عامل سرمایه بر اساس شرایط مرتبه اول حداکثرسازی سود بر اساس رابطه زیر تعیین خواهد شد.

$$\frac{MP_L}{MP_K} = \frac{w}{r} \quad \Rightarrow \quad \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\left(\frac{K}{L}\right)^{1-\rho} = \frac{w}{r} \quad (8)$$

با استفاده از رابطه (8)، نسبت عامل سرمایه به کار به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\frac{K}{L} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\rho}}\left(\frac{w}{r}\right)^{\frac{1}{1-\rho}} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma}\left(\frac{w}{r}\right)^{\sigma} \quad (9)$$

با مرتب نمودن رابطه (9) بر حسب عامل سرمایه، رابطه زیر حاصل می گردد.

$$K = \left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\rho}}\left(\frac{w}{r}\right)^{\frac{1}{1-\rho}}\right]L = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\sigma}\left(\frac{w}{r}\right)^{\sigma}L \quad (10)$$

حال با جایگذاری مقدار K از رابطه (9) در تابع تولید (1)، لگاریتم‌گیری از طرفین رابطه حاصله و حل آن بر حسب لگاریتم عامل نیروی کار، تابع تقاضای نیروی کار بنگاه به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\ln L = \left(\frac{1}{\upsilon}\right)[-\ln(A)+\ln(Y)] - \left(\frac{1}{\rho}\right)\ln\left[\alpha+(1-\alpha)\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\frac{\rho}{1-\rho}}\left(\frac{w}{r}\right)^{\frac{\rho}{1-\rho}}\right] \quad (11)$$

رابطه فوق حاکی از آن است که تقاضای نیروی کار تابعی از سطح تولید (y)، دستمزد (w) و قیمت نهاده سرمایه یا نرخ بهره (r) است. در اغلب مطالعات تجربی انجام یافته در این زمینه (1، ۳،۵، 9، 12، 19، 24 و 31) علاوه بر متغیرهای مذکور از متغیر سرمایه نیز (k)

به عنوان یک عامل تعیین کننده استفاده شده است. با توجه به اینکه در این تحقیق نیز به دنبال تابعی هستیم که رابطه سرمایه با نیروی کار را روشن سازد، لذا تابع تقاضای نیروی کار را در حالت کلی به صورت زیر در نظر می‌گیریم.

$$L^d = f(Y, w, r, K) \qquad (12)$$

انتظار بر این است که متغیر تولید به طور مثبت و متغیر دستمزد نیروی کار به طور منفی تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی را متأثر سازد. اما تأثیر دو متغیر نرخ بهره و سرمایه‌گذاری مثبت و در این تحقیق مطالعات تهمچنین به‌گونه‌ای که:

می‌توان با تخمین شکل مناسب رابطه (12) مقدار ضریب عامل سرمایه را تعیین کرده و از طریق آن در مورد میزان و چگونگی تأثیرگذاری تغییرات عامل سرمایه بر روی عامل نیروی کار بحث نمود.

حال ما یک مدل کاملی را در دست داریم تا از طریق آن نقش بازدهی‌های نسبت به مقیاس و جانشینی کار و سرمایه در تقویت توان اشتغال‌زایی عامل سرمایه را مورد بررسی و آزمون قرار دهیم. این امر مستلزم طی سه مرحله است. در مرحله اول از طریق رابطه (6) نوع بازدهی نسبت به مقیاس و میزان کشش جانشینی نهاده‌ها تعیین می‌شود. برای این منظور و با هدف برآورد سری زمانی مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی، معادله (6) را در چارچوب مدل‌های فضا حالت به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\begin{aligned} &@\ signal \quad \log(K/L) = C(1) + sv1 * \log(L) + sv2 * \log(K/L) \\ &\qquad + sv3 * \log(K/L)^2 + [\text{var} = \exp(C(2))] \\ &@\ state \quad sv1 = C(3) + sv1(-1) \\ &@\ state \quad sv2 = C(4) + sv2(-1) \\ &@\ state \quad sv3 = C(5) + sv3(-1) \end{aligned} \qquad (13)$$

@ signal نشان‌دهنده معادله اندازه است که لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی را به‌عنوان تابعی از متغیرهای موجودی سرمایه، شاخص دستمزد، سطح تولید و نرخ بهره نشان می‌دهد. *@ state* نشان‌دهنده معادلات وضعیت است و نشان‌دهنده ضرایب اثرگذاری متغیرهای سرمایه و دستمزد بر لگاریتم نسبت سرمایه به کار است که از فرآیند مارکف مرتبه اول تبعیت می‌کنند. ضرایب این مدل را نیز می‌توان با الگوریتم کالمن فیلتر تخمین زد و با توجه به ضریب متغیر سرمایه در رابطه (15) یعنی ($sv1$) ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال را برای سال‌های مختلف برآورد نمود.

لازم به ذکر است که رویکرد تخمین معادلات (13) و (15) تخمین پارامترها با ضرایب متغیر (TVP)[1] است. مدل‌های فضا حالت و روش بازگشتی کالمن فیلتر در برآورد مدل‌های دارای متغیر غیرقابل مشاهده کاربردهای زیادی دارند. این مدل‌ها برای برآورد و ایجاد متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان به کار می‌روند (برای مطالعه بیشتر در خصوص این رویکرد به منابع (15) و (20) رجوع شود).

با داشتن مقادیر مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس، نرخ جانشینی و ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال، می‌توان در مرحله سوم تأثیر بازدهی نسبت به مقیاس و نرخ جانشینی را بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال با برآورد رابطه (15) مورد آزمون قرارداد.

$$EoCoL_t = \beta_0 + \beta_1 EoS_t + \beta_2 RtS_t + u_t \qquad (16)$$

در رابطه فوق، $EoCoL$ میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال است که تابعی از دو متغیر نرخ جانشینی عوامل تولید (EoS) و بازدهی نسبت به مقیاس (RtS) است.

ضرایب معادلات (12) و (13) با استفاده رویکرد فضا-حالت و فیلتر کالمن و ضرایب معادله (15) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[2]، رویکرد حداقل مربعات استوار (RLS)[1] و مدل‌های

و در نهایت با در دست داشتن مقدار پارامتر ρ، می‌توان σ را با استفاده از رابطه $\sigma = (1/(1+\rho))$ محاسبه نمود.

در مرحله دوم ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال با توجه به رابطه (12) اندازه‌گیری می‌شود. برای این منظور و با هدف برآورد سری زمانی ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال، رابطه (12) را در چارچوب مدل‌های فضا حالت به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\begin{aligned} &@\ signal \quad \log(L) = C(1) + sv1 * \log(k) + sv2 * \log(w) + \\ &\qquad sv3 * \log(y) + sv4 * \log(r) + [\text{var} = \exp(C(2))] \\ &@\ state \quad sv1 = C(3) + sv1(-1) \\ &@\ state \quad sv2 = C(4) + sv2(-1) \\ &@\ state \quad sv3 = C(5) + sv3(-1) \\ &@\ state \quad sv4 = C(6) + sv4(-1) \end{aligned} \qquad (15)$$

@ signal نشان‌دهنده معادله اندازه است که لگاریتم اشتغال در بخش کشاورزی را به‌عنوان تابعی از متغیرهای موجودی سرمایه، شاخص دستمزد، سطح تولید و نرخ بهره نشان می‌دهد. *@ state* نشان‌دهنده معادلات وضعیت است و نشان‌دهنده ضرایب اثرگذاری متغیرهای سرمایه و دستمزد بر لگاریتم نسبت سرمایه به کار است که از فرآیند مارکف مرتبه اول تبعیت می‌کنند. ضرایب این مدل را نیز می‌توان با الگوریتم کالمن فیلتر تخمین زد و با توجه به ضریب متغیر سرمایه در رابطه (15) یعنی ($sv1$) ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال را برای سال‌های مختلف برآورد نمود.

لازم به ذکر است که رویکرد تخمین معادلات (13) و (15) تخمین پارامترها با ضرایب متغیر (TVP)[1] است. مدل‌های فضا حالت و روش بازگشتی کالمن فیلتر در برآورد مدل‌های دارای متغیر غیرقابل مشاهده کاربردهای زیادی دارند. این مدل‌ها برای برآورد و ایجاد متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان به کار می‌روند (برای مطالعه بیشتر در خصوص این رویکرد به منابع (15) و (20) رجوع شود).

با داشتن مقادیر مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس، نرخ جانشینی و ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال، می‌توان در مرحله سوم تأثیر بازدهی نسبت به مقیاس و نرخ جانشینی را بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال با برآورد رابطه (15) مورد آزمون قرارداد.

$$EoCoL_t = \beta_0 + \beta_1 EoS_t + \beta_2 RtS_t + u_t \qquad (16)$$

در رابطه فوق، $EoCoL$ میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال است که تابعی از دو متغیر نرخ جانشینی عوامل تولید (EoS) و بازدهی نسبت به مقیاس (RtS) است.

ضرایب معادلات (12) و (13) با استفاده رویکرد فضا-حالت و فیلتر کالمن و ضرایب معادله (15) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[2]، رویکرد حداقل مربعات استوار (RLS)[1] و مدل‌های

1- Time Varying Parameter
2- Ordinary Least Squares

خطی تعمیم‌یافته (GLM)[2] برآورد گشته‌اند. از نسخه 9 نرم افزار EVIEWS برای تخمین معادلات استفاده شده است. داده‌های مربوط به متغیرهای موجودی سرمایه در بخش کشاورزی (k)، ارزش تولید بخش کشاورزی (y)، تعداد شاغلین بخش کشاورزی (l) و شاخص دستمزد در بخش کشاورزی (w) و نرخ بهره (r) نیاز است. داده‌های مربوط به موجودی سرمایه و نرخ بهره از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره زمانی 1353تا 1391 گردآوری شده است و با توجه به اینکه داده‌های سری زمانی مربوط به موجودی سرمایه در بانک اطلاعاتی مذکور صرفاً برای دوره 1353 تا 1391 است، لاجرم دوره زمانی این مطالعه نیز به این دوره محدود شده است. داده‌های مربوط به ارزش ستانده‌ها طی دوره مذکور از سری زمانی حساب‌های ملی ایران که توسط بانک مرکزی منتشر شده است، اخذ شده است. داده‌های مربوط به تعداد شاغلین از منابع اطلاعاتی مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استخراج شده است. به دلیل عدم وجود منابع آماری دستمزدهای واقعی مربوط به بخش‌های اقتصادی از دستمزد کارگران ساختمانی برای بخش کشاورزی استفاده شده است (البته در مطالعات (3) و (18) نیز از دستمزد کارگران ساختمانی برای بخش کشاورزی استفاده شده است). لازم به ذکر است که تمامی متغیرها به قیمت‌های ثابت سال 1383 در نظر گرفته شده‌اند.

نتایج و بحث

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از نوع سری زمانی هستند، به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آمارهٔ دیکی‌فولر تعیمیم یافته (ADF) انجام یافته که نتایج آن در جدول (1) نشان داده شده است.

بر اساس آمارهٔ آزمون دیکی- فولر که در جدول (1) به تفکیک برای تک‌تک متغیرها در دو حالت با روند و بدون روند، برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها ارائه شده است، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ‌یک از متغیرها در حالت سطح رد نمی‌شود ولی برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها رد می‌شود. بنابراین تمامی متغیرها در سطح نامانا هستند ولی تفاضل مرتبه اول آن‌ها ماناست. هرچند در رویکرد TVP لازم نیست که متغیرها مانا باشند چراکه این رویکرد پارامترهای مدل را به‌طور متناوب برآورد نموده و توزیع‌های شرطی برای میانگین و واریانس‌ها را فراهم می‌کند و از این‌رو برای تحلیل سری‌های نامانا مناسب است (31)، اما برای اطمینان بیشتر و با توجه به اینکه متغیرها انباشته از مرتبه یک هستند، هم انباشتگی متغیرهای ملحوظ در روابط (12) و (6) با استفاده از روش یوهانسون و با توجه به دو معیار حداکثر مقادیر ویژه $\lambda_{\max}$ و آزمون اثر λ_{trace} مورد بررسی قرار گرفته و بر اساس نتیجه آزمون که در جدول شماره (2) منعکس شده است وجود حداقل دو بردار همجمعی برای رابطه (12) در حالت بدون لحاظ عرض از مبدا و روند و یک بردار همجمعی برای رابطه (6) با لحاظ عرض از مبدا و روند مورد تأیید قرار گرفت.

جدول 1- آزمون مانایی متغیرها

Table 1- Examining the stationary of variables

متغیر Variable	با عرض از مبدأ Intercept	با عرض از مبدأ و روند Intercept & Trend	نتیجه آزمون Test Result
Log(Y/L)	-2.279	-1.973	نامانا(non stationary)
Log(K/L)	-0.409	-1.295	نامانا(non stationary)
Log(K/L)^2	-1.556	-2.532	نامانا(non stationary)
Log(Y)	-0.809	-2.340	نامانا(non stationary)
Log(K)	1.518	-0.579	نامانا(non stationary)
Log(L)	-1.003	-1.667	نامانا(non stationary)
Log(w)	-1.172	-1.696	نامانا(non stationary)
Log(r)	-0.799	-1.768	نامانا(non stationary)
ΔLog(Y/L)	-5.859 *	-6.049 *	مانا(stationary)
ΔLog(K/L)	-4.358 *	-4.348 *	مانا(stationary)
ΔLog(K/L)^2	-4.405 *	-4.315 *	مانا(stationary)
ΔLog(Y)	-5.399 *	-5.287 *	مانا(stationary)
ΔLog(K)	-3.195 **	-3.758 **	مانا(stationary)
ΔLog(L)	-5.009 *	-4.946 *	مانا(stationary)
ΔLog(w)	-5.520 *	-5.581 *	مانا(stationary)
ΔLog(r)	-5.201 *	-5.139 *	مانا(stationary)

*و **: به ترتیب معنی‌دار در سطح 1و 5 درصد

* and**: respectively significant at 1 and 5 percent

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

حال با اطمینان از وجود رابطه همجمعی بین متغیرها و بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، برای آزمون چگونگی اثرگذاری بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی بر میزان نقش‌آفرینی سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال، می‌توان سه مرحله مطرح شده در بخش روش تحقیق را طی نمود. در مرحله اول به‌منظور برآورد سری زمانی مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی، رابطه (13) در قالب رویکرد فضا حالت و با استفاده از الگوریتم فیلتر کالمن برآورد گشته و نتیجه آن در جدول (3) ارائه شده است.

1- Robust Least Squares

2- Generalized Linear Models

جدول 2- آزمون همجمعی با روش یوهانسون

Table 2- Cointegration test using Johnson method

معادله Equation	آماره‌های آزمون Test statistics	حالات مختلف اعمال قید در مورد عرض از مبدأ و روند Different Situations of Imposing Restriction in terms of Intercept and Trend				
		بدون عرض از مبدا و روند No Intercept No Trend	با عرض از مبدا و بدون روند Intercept No Trend	با عرض از مبدا و بدون روند Intercept No Trend	با عرض از مبدا و روند(خطی) Intercept Trend (Linear)	با عرض از مبدا و روند(غیرخطی) Intercept Trend (Non Linear)
معادله(12) Equation(12)	λ_{trace}	3	5	5	4	3
	$\lambda_{\max}$	2	3	3	4	3
معادله (6) Equation(6)	λ_{trace}	3	2	2	2	1
	$\lambda_{\max}$	1	2	2	2	1

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول 3- برآورد تابع تولید سرانه با رویکرد TVP

Table 3- Examining per capita production function using TVP

	ضرایب Coefficients	انحراف معیار ضرایب Std. Error	آماره z z-Statistic
C(1)	9.794588	2.497357	3.921982*
C(2)	-5.844908	0.310682	-18.81316*
C(3)	0.009195	0.009649	0.952944
C(4)	0.015274	0.066326	0.230284
C(5)	-0.002221	0.008121	-0.273458
	وضعیت نهایی Final State	Root MSE	آماره z z-Statistic
Log(Y/L)	-1.444505	0.025274	-57.15331*
Log(K/L)	-5.900778	0.234529	-25.16015*
Log(K/L)^2	-0.883825	0.035687	-24.76623*
Log likelihood	24.68930	**Akaike info criterion**	-1.009708
Parameters	5	**Schwarz criterion**	-0.796431
Diffuse priors	3	**Hannan-Quinn criter**	-0.933186

*significant at 1% * معنی‌دار در سطح 1%

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق، ضرایب نهایی متغیرهای حالت برای نیروی کار (sv1)، سرمایه سرانه (sv2) و توان دوم سرمایه سرانه (sv3) نشان داده شده است که با توجه به آماره‌های Z و احتمال متناظر با آن‌ها، از نظر آماری معنی‌دارند. مقدار ضریب متغیر نیروی کار (sv1) به عنوان معیار بازدهی نسبت به مقیاس 1/4445- به دست آمده است که دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد که تولیدکنندگان در بخش کشاورزی با بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس مواجه‌اند. این امر از ضعف تکنولوژی تولید در بخش کشاورزی حکایت دارد به‌گونه‌ای که با افزایش به‌کارگیری عوامل تولید در این بخش شاهد افزایش به نسبت پایین‌تر تولید در این بخش هستیم. لازم به ذکر است که مقدار این ضرایب بر اساس رهیافت کالمن فیلتر برای کل دوره زمانی 1353 تا 1391 نیز برآورد شده است که نتیجه حاصله در قالب جدول (4) و شکل (1) منعکس شده است.

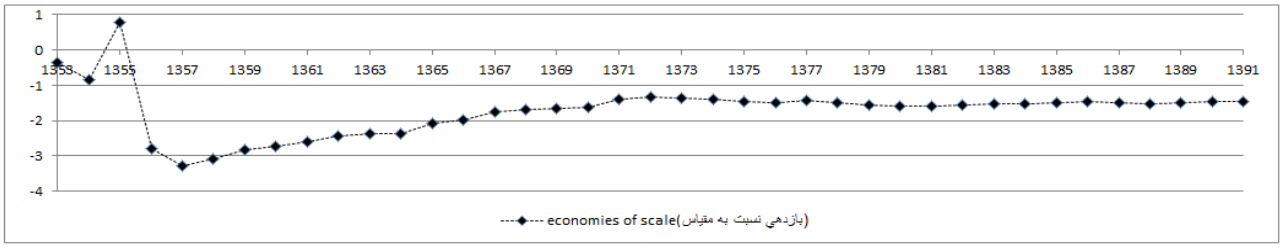
جدول 4- روند تغییرات بازدهی نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی

Table 4- Variation of return to scale in agriculture sector

سال Year	بازدهی به مقیاس RtS	سال Year	بازدهی به مقیاس RtS	سال Year	بازدهی به مقیاس RtS	سال Year	بازدهی به مقیاس RtS	سال Year	بازدهی به مقیاس RtS	سال Year	بازدهی به مقیاس RtS
1353	-0.36490547	1360	-2.74288222	1367	-1.77937806	1374	-1.41491173	1381	-1.57795731	1388	-1.52497595
1354	-0.8750253	1361	-2.6219611	1368	-1.71807609	1375	-1.46382362	1382	-1.55779286	1389	-1.50352191
1355	0.741419474	1362	-2.46166109	1369	-1.70044626	1376	-1.49641886	1383	-1.54720168	1390	-1.47951551
1356	-2.80957705	1363	-2.41193306	1370	-1.66484635	1377	-1.44155564	1384	-1.51630604	1391	-1.47124723
1357	-3.29966586	1364	-2.40113277	1371	-1.4324695	1378	-1.49339825	1385	-1.49048044		
1358	-3.10684605	1365	-2.10803323	1372	-1.3534647	1379	-1.54508661	1386	-1.47351668		
1359	-2.84745436	1366	-2.00077532	1373	-1.38009629	1380	-1.59333112	1387	-1.51822804		

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

بررسی شاخص بازدهی نسبت به مقیاس (RS) در دوره‌های مختلف حاکی از آن است که طی سال‌های 1355 تا 1357 شاهد یک کاهش چشمگیر در شاخص بازدهی نسبت به مقیاس هستیم که می‌تواند به‌واسطه بروز انقلاب و متوقف شدن بسیاری از فعالیت تولیدی در آن مقطع باشد. از سال 1357 تا سال 1372 شاخص بازدهی نسبت به مقیاس با روند ملایمی شروع به افزایش کرده است. از سال 1372 تا سال 1390 تغییر چندانی در شاخص مذکور رخ نداده است.



شکل 1- روند تغییرات بازدهی نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی

Figure 1- Trend of theVariation of return to scale in agriculture sector

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

همچنین با توجه به در دست داشتن مقادیر تخمین زده شده $sv1$ و $sv2$ که از طریق تخمین رابطه (13) با رویکرد فضا- حالت به دست آمده است، مقدار پارامتر ρ و در نهایت کشش جانشینی کار- سرمایه $\sigma = [1/(1+\rho)]$ از طریق حل معادلات مطرح شده در رابطه (14) مورد محاسبه قرار گرفته و مقدار آن برابر 0/07 به دست آمده است که حاکی از پایین بودن کشش جانشینی است. همچنین تخمین رابطه (13) با رویکرد فضا- حالت، این امکان را به وجود آورده است که اندازه کشش جانشینی برای سال‌های مختلف مورد محاسبه قرار گیرد. نتیجه این محاسبات در جدول (5) منعکس شده است.

جدول 5- روند تغییرات کشش جانشینی عوامل تولید در بخش کشاورزی

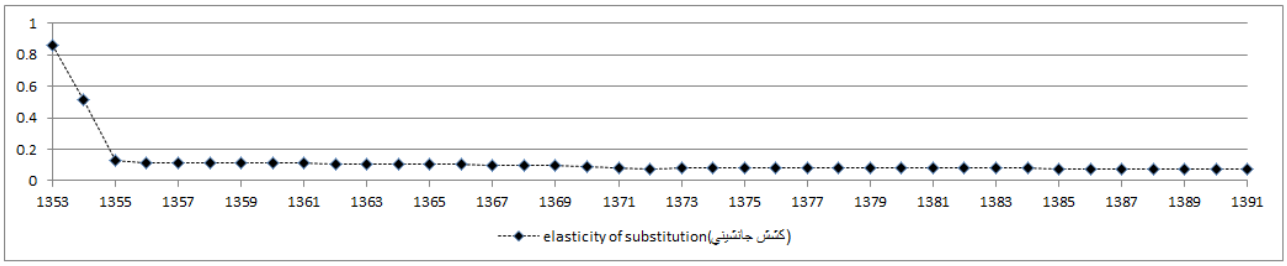
Table 5- Trend of the Variation of substitution elasticity in agriculture sector

سال Year	کشش جانشینی EoS	سال Year	کشش جانشینی EoS	سال Year	کشش جانشینی EoS	سال Year	کشش جانشینی EoS	سال Year	کشش جانشینی EoS	سال Year	کشش جانشینی EoS
1353	0.858654	1360	0.112921	1367	0.101971	1374	0.084195	1381	0.08611	1388	0.079019
1354	0.489886	1361	0.112002	1368	0.100252	1375	0.085917	1382	0.084614	1389	0.077395
1355	0.131179	1362	0.110676	1369	0.099137	1376	0.086602	1383	0.08348	1390	0.075605
1356	0.114385	1363	0.109895	1370	0.097469	1377	0.083108	1384	0.081468	1391	0.074508
1357	0.11549	1364	0.109291	1371	0.087988	1378	0.084821	1385	0.079553		
1358	0.114716	1365	0.106998	1372	0.082207	1379	0.086277	1386	0.077994		
1359	0.11364	1366	0.105478	1373	0.083013	1380	0.087377	1387	0.079411		

مأخذ: یافته‌های تحقیق (Source: Research findings)

به منظور ارائه تصویر روشن‌تری از چگونگی تغییرات کشش جانشینی عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره زمانی مورد

مطالعه، نمودار روند تغییرات کشش جانشینی عوامل تولید در بخش کشاورزی بر اساس داده‌های جدول (5) تنظیم گشته و در شکل (2) نشان داده شده است.



شکل 2- روند تغییرات کشش جانشینی عوامل تولید در بخش کشاورزی

Figure 2- Trend of theVariation of substitution elasticity in agriculture sector

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنان که ملاحظه می‌شود به‌استثنای سال‌های 1353 تا 1355، کشش جانشینی نهاده‌ها در حد پایینی بوده و البته طی دوره مورد مطالعه کاهش نامحسوسی را تجربه نموده و از 0/11 در سال 1356 به 0/07 در سال 1391 کاهش یافته است.

در مرحله دوم به‌منظور برآورد سری زمانی مربوط به ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال، رابطه (15) در قالب رویکرد فضا حالت و با استفاده از الگوریتم فیلتر کالمن برآورد گشته و نتیجه آن در جدول (6) ارائه شده است.

جدول 6- برآورد تابع تقاضای نیروی کار با رویکرد TVP

Table 6- Examining labor demand function using TVP

	ضرایب **Coefficient**	انحراف معیار ضرایب **Std. Error**	آماره z **z-Statistic**
C(1)	8.014766	5.369845	1.492551
C(2)	-5.077909	0.260776	-19.47229*
C(3)	0.001500	0.001927	0.778381
C(4)	-0.000524	0.002500	-0.209830
C(5)	-0.053931	0.480939	-0.112137
C(6)	0.424825	0.199309	2.131487**
	وضعیت نهایی **Final State**	**Root MSE**	آماره z **z-Statistic**
Log(K)	0.361282	0.001037	348.4091*
Log(w)	-0.281119	0.005522	-50.90746*
Log(Y)	0.305851	0.001037	294.9534*
Log(r)	0.144231	0.005522	26.11857*
Log likelihood	6.808610	**Akaike info criterion**	-0.041467
Parameters	6	**Schwarz criterion**	0.214465
Diffuse priors	4	**Hannan-Quinn criter**	0.050359

* و **: به ترتیب معنی‌دار در سطح 1، 5 و 10 درصد

* and**: respectively significant at 1 and 5 percent

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق، ضرایب نهایی متغیرهای حالت برای موجودی سرمایه (sv1)، دستمزد (sv2)، تولید (sv3) و نرخ بهره (sv4) نشان داده شده است که با توجه به آماره‌های Z و احتمال متناظر با آن‌ها، از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آن‌ها مطابق به انتظارت تئوریک است. با توجه به اینکه ضریب متغیر سرمایه (sv1) دارای علامت مثبت است، استنباط می‌شود که افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند زمینه‌های اشتغال بیشتر نیروی کار را فراهم نماید. همچنین منفی بودن ضریب شاخص دستمزد مؤید تأثیر منفی

دستمزدها بر تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی است. علاوه بر این، مثبت بودن علامت ضرایب متغیرهای تولید و نرخ بهره نشان می‌دهد که افزایش در سطح تولید محصولات کشاورزی و همچنین افزایش در نرخ بهره سرمایه‌گذاری، مطابق با انتظارات تئوریک تأثیر مثبت بر تقاضای نیروی کار در این بخش دارد.

حال به منظور در دست داشتن ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال برای سال‌های مختلف دوره زمانی مورد مطالعه، مقدار این ضرایب بر اساس رهیافت کالمن فیلتر برای کل دوره زمانی 1353 تا 1391 برآورد شده است که نتیجه حاصله در قالب جدول (7) و شکل (3) منعکس شده است.

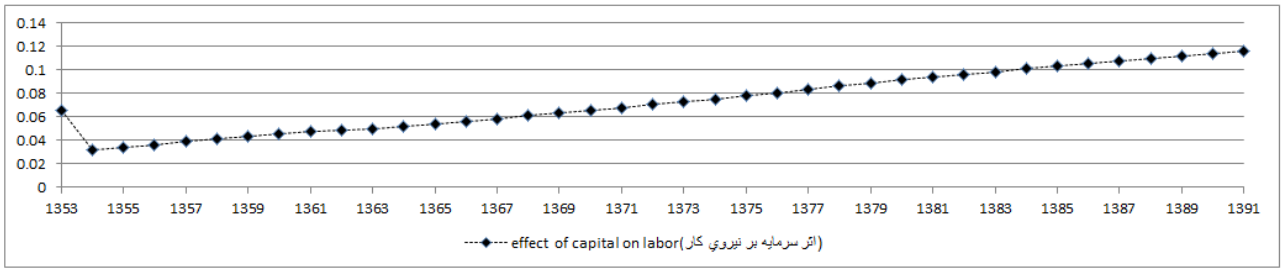
جدول 7- روند تغییرات ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال

Table 7- Trend of theVariation of the effects of invectment on employment

سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL	سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL	سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL	سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL	سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL	سال Year	اثر سرمایه بر اشتغال EoCoL
1353	0.313183	1360	0.314437	1367	0.324553	1374	0.335673	1381	0.344452	1388	0.35453
1354	0.310221	1361	0.315933	1368	0.325902	1375	0.337036	1382	0.346028	1389	0.356275
1355	0.303995	1362	0.317496	1369	0.327349	1376	0.33819	1383	0.34746	1390	0.358104
1356	0.307637	1363	0.319014	1370	0.328919	1377	0.339344	1384	0.348775	1391	0.359781
1357	0.309531	1364	0.320524	1371	0.330621	1378	0.340433	1385	0.350218		
1358	0.311335	1365	0.321886	1372	0.332513	1379	0.341719	1386	0.351615		
1359	0.312943	1366	0.323253	1373	0.334195	1380	0.343036	1387	0.353022		

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در شکل (3) نشان داده شده است، از سال 1354 تا سال 1391 ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال در حال افزایش بوده است. با در نظر داشتن تحلیل‌های نظری ارائه شده در بخش مواد و روش‌ها، این امر به‌طور تلویحی مؤید این امر است که یا کشش جانشینی کار و سرمایه طی دوره مورد بررسی در حال کاهش بوده است، یا بازدهی نسبت به مقیاس در حال بهبود بوده است و یا اینکه ترکیبی از این دو حالت به وقوع پیوسته است. برآوردهای صورت گرفته که نتایج آن در قالب جداول (4) و (5) و شکل‌های (1) و (2) ارائه شده است، به وضوح نشان می‌دهد که ترکیبی از این دو حالت به وقوع پیوسته است. یعنی هم کشش جانشینی کار و سرمایه طی دوره مورد بررسی در حال کاهش بوده است و هم بازدهی نسبت به مقیاس در حال بهبود بوده است.



شکل 3- روند تغییرات ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال

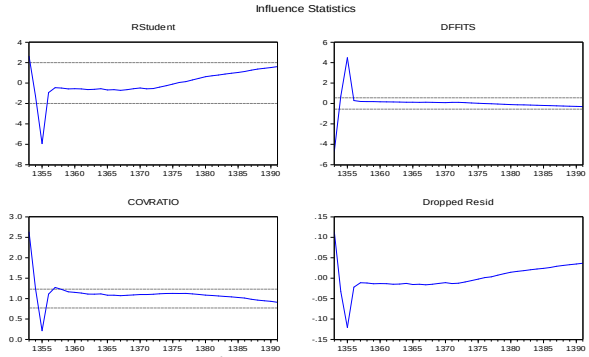
Figure 3- Trend of the Variation of the effects of investment on employment

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال با داشتن مقادیر مربوط به بازدهی نسبت به مقیاس، کشش جانشینی عوامل تولید و ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال، در مرحله سوم به‌منظور بررسی تأثیر بازدهی نسبت به مقیاس و نرخ جانشینی بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری، ضرایب رابطه (15) برآورد گشته و نتایج آن در جدول (8) ارائه شده است. لازم به ذکر است که به دلیل وجود داده‌های پرت (داده‌های سال‌های 1353 تا 1355) در مشاهدات مربوط به متغیرها و همچنین ماهیت تصادفی متغیرهای مورد استفاده، علاوه بر روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[1]، از رویکرد حداقل مربعات استوار (RLS)[2] و مدل‌های خطی تعمیم‌یافته (GLM)[3] نیز به منظور برآورد مدل استفاده شده است تا قابلیت اتکاء و اطمینان ضرایب برآورد شده افزایش یابد. استفاده از روش حداقل

1- Ordinary Least Squares
2- Robust Least Squares
3- Generalized Linear Models

مربعات استوار، وجود داده‌های پرت (داده‌های سال‌های 1353 تا 1355) در مشاهدات مربوط به متغیرهاست که از نمودارهای شکل‌های (1)، (2) و (3) قابل استنباط است. این امر همچنان که نمودارهای آماره‌های تأثیر منعکس شده در شکل (4) نشان می‌دهند، ثبات ساختاری را در حالت تخمین مدل از طریق حداقل مربعات معمولی تحت تأثیر قرار داده است.



شکل 4- آماره‌های تأثیر

Figure 4- Influence Statistics

هر چهار آماره *R Student*، *DFFITS*، *COVRATIO* و *Dropped resid* نشان می‌دهد که مشاهدات مربوط به سال‌های 1353 و 1355 خارج از دامنه نرمال قرار دارد و روش حداقل مربعات معمولی نسبت به وجود چنین مشاهدات پرتی بسیار حساس است. در عوض روش حداقل مربعات استوار حساسیت کمتری نسبت به چنین داده‌های پرتی دارد (30). همچنین از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در این مرحله خود حاصل برآورد ضرایب معادلات مرحله اول و دوم در چارچوب مدل فضا و حالت هستند، ماهیت تصادفی داشته در این صورت استفاده از مدل‌های خطی تعمیم یافته می‌تواند نتایج مناسب‌تری را به همراه داشته باشد (25).

براساس آماره R^2 مربوط به مدل‌های برآورد شده با روش‌های OLS و RLS به ترتیب در حدود 31 و 59 درصد از تغییرات ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال در بخش کشاورزی از طریق دو عامل کشش جانشینی و بازدهی نسبت به مقیاس قابل توضیح است. آماره‌های F، Rn^2 *Statistics* و *LR Statistics* در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده معنی‌داری کلی ضرایب رگرسیون برآورد شده با روش‌های OLS،RLS و GLM است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود ضرایب برآورد شده برای متغیرهای کشش جانشینی و بازدهی نسبت به مقیاس در هر سه روش تخمین دارای علامت مطابق با انتظارات تئوریک بوده و بر اساس آماره‌های t و z و احتمال متناظر با آن‌ها از نظر آماری معنی‌دارند.

نتیجه حاصل از برآورد مدل بر اساس روش حداقل مربعات استوار مؤید این امر است که در ازای یک درصد افزایش در معیار بازدهی نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی، ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال به میزان 0/02 درصد بهبود می‌یابد.

جدول 8- برآورد رابطه 15- متغیر وابسته (*EoCoL*)

Table 8- Estimation of the relation 15- dependent variable (*EoCoL*)

متغیر Variable	روش OLS Method OLS		روش RLS MethodRLS		روش GLM GLM Method	
	ضرایب Coefficients	آماره t t- statistic	ضرایب Coefficients	آماره z z- statistic	ضرایب Coefficients	آماره z z- statistic
C	0.3565	51.3886*	0.3792	80.9548*	0.3565	51.3886*
EoS	-0.0605	-3.5281*	-0.0774	-6.6841*	-0.0605	-3.5281*
RtS	0.0097	3.0333*	0.0206	9.4630*	0.0097	3.0333*
R^2		0.3135		0.5973		
F		8.2220*				
Rn^2 *Statistics*				104.1978*		
LR Statistics						16.4441*
Div.Statistics				0.00333		0.0067

* معنی‌دار در سطح 1% significant at 1%

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

در صورتی که نتیجه به دست آمده از این مدل را با نتایج حاصله از تخمین روابط (13) و (15) به طور توأمان در نظر بگیریم می‌توان تحلیل دقیق‌تری را ارائه نمود. برآورد رابطه (13) که نتیجه آن در جدول (3) ارائه شده است، نشان می‌دهد که ضریب متغیر نیروی کار به عنوان معیار بازدهی نسبت به مقیاس، معادل 1/4445- برآورد شده است که حاکی از کاهنده بودن بازدهی نسبت به مقیاس در بخش کشاورزی است. از طرف دیگر، برآورد رابطه (15) که نتیجه آن در جدول (6) ارائه شده است، نشان می‌دهد که ضریب اثرگذاری عامل

سرمایه بر اشتغال نیروی کار معادل 0/3612 برآورد شده است. حال با تلفیق این نتایج می‌توان دریافت که اگر معیار بازدهی نسبت به مقیاس یک درصد بهبود یابد و از مقدار 1/4445- به 1/43- برسد، در آن صورت ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال به اندازه 0/02 درصد افزایش می‌یابد به گونه‌ای که مقدار این ضریب از 0/3612 به 0/3684 می‌رسد. دلالت ضمنی این نتیجه گیری چیست؟ پاسخ به این سوال نیازمند لحاظ نمودن آمارهای واقعی موجودی سرمایه و اشتغال بخش کشاورزی است. با در نظر داشتن آمار منتشره بانک مرکزی که برای دوره زمانی 1353 تا 1391 انجام یافته است، موجودی سرمایه بخش کشاورزی در سال 1391 معادل 1225105 میلیارد ریال برآورد شده است. در همین سال اشتغال بخش کشاورزی بر اساس آمارهای مرکز آمار ایران با دارا بودن 19/4 درصد از کل اشتغال کشور در حدود 4003353 نفر برآورد شده است. با مبنا قرار دادن میزان موجودی سرمایه و اشتغال در سال 1391 (البته می‌توان هر سال دیگری را مبنا قرار داد) در بخش کشاورزی می‌توان تصویر ملموس‌تری از تحلیل فوق را ارائه داد. در صورتی که معیار بازدهی نسبت به مقیاس در وضعیت موجود در نظر گرفته شود (1/4445-)، با توجه به اینکه در این حالت ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال 0/3612 است، یک درصد افزایش در موجودی سرمایه به مأخذ سال 1391 (معادل 12251 میلیارد ریال) منجر به 0/3612 درصد افزایش در میزان اشتغال (معادل 144601 نفر) خواهد شد. اما در صورتی‌که معیار بازدهی نسبت به مقیاس یک درصد بهبود یابد و به مقدار 1/43- برسد، در آن صورت ضریب اثرگذاری سرمایه به اشتغال از 0/3612 به 0/3684 افزایش می‌یابد و در نتیجه یک درصد افزایش در موجودی سرمایه (معادل 12251 میلیارد ریال) منجر به 0/3684 درصد افزایش در میزان اشتغال (یعنی معادل 147483 نفر) خواهد شد. به عبارت دیگر مابه التفاوت میزان اشتغال ایجاد شده در دو حالت که معادل 2882 نفر است، تأثیری است که بهبود بازدهی نسبت به مقیاس بر تقویت توان اشتغال‌زایی عامل سرمایه بر جای می‌گذارد. این نتیجه در مدل برآورد شده از طریق روش حداقل مربعات معمولی و مدل‌های خطی تعمیم‌یافته نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد به‌گونه‌ای که در قبال یک واحد تغییر در معیار بازدهی نسبت به مقیاس، ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال در بخش کشاورزی به‌اندازه 0/009 واحد تقویت می‌شود. تفاوت نتایج به دست آمده بر اساس این دو مدل نسبت به روش حداقل مربعات استوار، تنها در اندازه تأثیری است که تقویت بازدهی نسبت به مقیاس بر ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال دارد. چرا که با توجه به کوچکتر بودن ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال در این حالت، میزان تأثیر سرمایه بر اشتغال نیز نسبت به آنچه که در نتایج مدل حداقل مربعات استوار مشاهده شد، کمتر خواهد بود. بنابراین یکی از شرایط لازم برای تقویت اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال در بخش کشاورزی، بهبود و تقویت بازدهی نسبت به مقیاس در این بخش یا هدایت سرمایه‌گذاری به زیر بخش‌هایی است که از نرخ بازدهی نسبت به مقیاس بالاتری برخوردارند.

اما برخلاف معیار بازدهی نسبت به مقیاس، کشش جانشینی تأثیر معکوس بر ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال در بخش کشاورزی دارد. مبتنی بر ضرایب برآورد شده مدل با روش حداقل مربعات استوار، در ازای یک درصد افزایش در کشش جانشینی که مبین جانشینی بیشتر سرمایه به جای نیروی کار است، ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال به‌اندازه 0/077 واحد کاهش می‌یابد. در اینجا نیز با تحلیلی مشابه تحلیل انجام یافته در پاراگراف قبل، می‌توان توضیح شفاف‌تری از نحوه اثرگذاری کشش جانشینی بر ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال ارائه نمود. با مبنا قرار دادن میزان موجودی سرمایه و اشتغال در سال 1391 در بخش کشاورزی، در صورتی که معیار کشش جانشینی در وضعیت موجود در نظر گرفته شود (0/07)، با توجه به اینکه در این حالت ضریب اثرگذاری سرمایه بر اشتغال 0/3612 است، یک درصد افزایش در موجودی سرمایه به مأخذ سال 1391 (معادل 12251 میلیارد ریال) منجر به 0/3612 درصد افزایش در میزان اشتغال (معادل 144601 نفر) خواهد شد. اما در صورتی‌که کشش جانشینی یک درصد کاهش یابد و به مقدار 0/0693 برسد، در آن صورت ضریب اثرگذاری سرمایه به اشتغال از 0/3612 به 0/3690 افزایش می‌یابد و در نتیجه یک درصد افزایش در موجودی سرمایه (معادل 12251 میلیارد ریال) منجر به 0/3690 درصد افزایش در میزان اشتغال (یعنی معادل 147723 نفر) خواهد شد. به عبارت دیگر مابه التفاوت میزان اشتغال ایجاد شده در دو حالت که معادل 3122 نفر است، تأثیری است که کاهش کشش جانشینی بر تقویت توان اشتغال‌زایی عامل سرمایه بر جای می‌گذارد. نتایج تخمین مدل با رویکرد مدل‌های خطی تعمیم‌یافته و روش حداقل مربعات معمولی نیز چنین امری را تأیید می‌کند. لذا یکی دیگر از پیش‌شرط‌های تقویت اثرات سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی، هدایت سرمایه‌گذاری به زیر بخش‌هایی است که از کشش جانشینی پایین‌تری برخوردار باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این تحقیق با هدف بررسی چگونگی نقش‌آفرینی دو عامل کشش جانشینی نهاده‌ها و نرخ بازدهی نسبت به مقیاس در تقویت میزان تأثیر سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی انجام پذیرفته است. بدین منظور ابتدا سعی شده است تا چگونگی رفتار عامل نیروی کار در قبال تغییرات عامل سرمایه در قالب یک چارچوب تئوریک تبیین شود و همچنین جهت پی بردن به تعاملات و روابط دقیق موجود بین مؤلفه‌های یاد شده از یک طرف و رفتار متقابل سرمایه و نیروی کار از طرف دیگر این موضوع در قالب یک مدل تجربی مورد

بررسی قرار گیرد. در گام بعد در چارچوب مدل تجربی معرفی‌شده، معیار بازدهی نسبت به مقیاس، کشش جانشینی عوامل تولید و ضریب اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر اشتغال با استفاده از رویکرد کالمن فیلتر طی سال‌های مختلف برای بخش کشاورزی تخمین زده شده و تأثیر کشش جانشینی عوامل تولید و بازدهی نسبت به مقیاس بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال با استفاده از روش حداقل مربعات استوار و مدل‌های خطی تعمیم‌یافته برآورد گشته و مورد آزمون قرارگرفته است.

یافته‌های حاصل از برآوردها و تحلیل‌های اقتصادسنجی با انتظارات تئوریک در خصوص چگونگی رفتار اشتغال در قبال تغییرات سرمایه‌گذاری و به‌طور مشخص‌تر در مورد چگونگی اثرگذاری مؤلفه‌های کشش جانشینی نهاده‌ها و نرخ بازدهی نسبت به مقیاس بر نحوه تعامل بین نیروی کار و سرمایه سازگار و همسوست. به‌گونه‌ای که هر اندازه کشش جانشینی بین نهاده‌های کار و سرمایه کمتر و نرخ بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده‌تر باشد می‌توان شاهد تأثیرگذاری بیشتر سرمایه‌گذاری بر اشتغال شد و برعکس اگر کشش جانشینی بین نهاده‌های کار و سرمایه بیشتر و نرخ بازدهی نسبت به مقیاس کاهنده‌تر باشد، سرمایه‌گذاری تأثیر کمتری در افزایش اشتغال خواهد داشت.

این نتیجه یک پیام سیاست‌گذاری قابل‌توجهی را برای سیاست‌گذاران علاقه‌مند به تنظیم بازار کار فراهم می‌آورد و آن اینکه اگر سرمایه‌گذاری و تخصیص اعتبارات سرمایه‌گذاری به‌عنوان یکی از ابزارهای افزایش اشتغال و تنظیم بازار کار در بخش کشاورزی نظر گرفته شود، و در عین حال برنامه ریزان درصدد باشند تا کارآمدی تسهیلات و منابع مالی را در ایجاد و توسعه اشتغال در بخش کشاورزی بهبود بخشند، لازم است بازدهی نسبت به مقیاس در این بخش را با توجه جدی تر به مقوله بهره وری عوامل تولید تقویت نماید. جلوگیری از خرد شدن زمین‌های کشاورزی و استفاده از سیستم‌های نوین آبیاری در زمره عواملی هستند که می توانند بازدهی نسبت به مقیاس را از طریق بهبود بهره‌وری در بخش کشاورزی تقویت نمایند.

از آنجاکه هر یک از زیر بخش‌های کشاورزی بسته به اقتضائات تکنولوژیک و شرایط خاص و منحصر به‌فرد خود، پتانسیل اشتغال‌زایی متفاوتی را نیز دارا می‌باشند، تخصیص یکسان و بدون معیار اعتبارات سرمایه‌گذاری به تمام زیر بخش‌ها، امتیاز و پتانسیل ویژه برخی از آن‌ها را نادیده می‌گیرد. هراندازه زیر بخشی از کشش جانشینی عوامل تولید پایین‌تر و نرخ بازدهی به مقیاس فزاینده‌تر برخوردار باشد، از نقطه‌نظر اشتغال‌زایی با تخصیص اعتبارات سرمایه‌گذاری نسبت به سایر زیر بخش‌ها از امتیاز و برتری برخوردار خواهد بود و قادر خواهد بود تا در ازای تخصیص مقدار معینی از مخارج سرمایه‌گذاری اشتغال بیشتری را نسبت به دیگر زیر بخش‌ها به همراه داشته باشد. لذا شناسایی صحیح زیر بخش‌های با اولویت امکان تقویت توان اشتغال‌زایی اعتبارات سرمایه‌گذاری را افزایش خواهد داد و راه را برای تنظیم بهتر بازار نیروی کار در بخش کشاورزی هموارتر خواهد کرد.

منابع

1- Alili M. Z. 2015. An empirical investigation of the effects of foreign direct investment on the skill intensity of host country employment. p. 623-629.4th World Conference on Business, Economics and Management, 26:623-629.
2- Azizmohammadlou H. 2004. The effect of investment on employment in manufacturing subsectors in Iran using VECM. MA thesis, Tehran University. (In Persian).
3- Balali H., and Sadegh K. 2003. The effect of investment on employment and labor demand in Iranian agriculture sector. Agricultural Economics and Development, 11(41-42): 117-135. (In Persian).
4- Baldwin R. E. 1995. The effects of trade and foreign direct investment on employment and relative wages. OECD Jobs Study Working Papers, No. 4, OECD Publishing.
5- Benoit-Smullyan E. 1944. Net investment, consumption and full employment. The American Economic Review, 34(4): 871-874.
6- Bentolila S., Jansen M., Jimenez G., and Ruano S. 2013. When credit dries up: job losses in the great recession. CEPR Discussion Paper 9776.
7- Bernstein E. M. 1939. Wage rates, investment, and employment. The Journal of Political Economy, 47(2): 218-231.
8- Boeri T., Garibaldi P., and Moen E. 2012. The labor market consequences of adverse financial shocks. IZA Discussion Paper 6826.
9- Bruno G., Crinò R., and Falzoni A. 2012. Foreign Direct investment, trade, and skilled labour demand in Eastern Europe. Labour, 26(4): 492-513.
10- Chen K.Y. 1977. Economies of scale and capital-labor substitution in Hong Kong manufacturing. Hong Kong Economic Papers, No. 11, April 1977.
11- Chodorow-Reich G. 2014. The employment effects of credit market disruptions: Firm level evidence from the 2008-09 financial crisis. Quarterly Journal of Economics, 129:1–59.
12- Dobrovolsky S. P. 1947. The effect of replacement investment on national income and employment .The Journal of Political Economy, 55(4): 352-358.

13- Duygan-Bump B., Levkov A., and Montoriol-Garriga J. 2010. Financing constraints and unemployment: Evidence from the Great Recession. Federal Reserve Bank of Boston Working Paper No. QAU10-6.
14- Fadaei M., and Kazemi S. 2012. Investigation the effects of fdi in employment in Iran (Autoregressive Model). Economic Growth and Development Research, 3(9): 71-84. (In Persian).
15- Harvey A. C. 1989. Forecasting, structural time series models and the kalman filter. Cambridge: Cambridge University Press.
16- Henderson J. M., Quandt R. E. 1980. Microeconomic theory a mathematical approach. Auckland: MCGraw-Hill.
17- Hodges D.J. 1969. A note on estimation of Cobb-Douglas and CES production function models. Econometrica. 37(4): 721-725.
18- Homayoonifar M. 2001. Technology and employment in agricultural sector. Ph.D Dessertation. Tarbiat Modares University. (In Persian).
19- Kalecki M. 1945. Full employment by stimulating private investment? Oxford Economic Papers, 7: 83-92.
20- Kalman R.E. 1960. A new approach to linear filtering and predictionproblems. Transactions of the ASME-Journal of Basic Engineering, 82(Series D): 35-45.
21- Keykhah A., Alipour F., and Mohammadli H. 2014. Nonlinear relationship between bank credits and employment of agricultural sector in Mazendaren province. International Journal of Management and Agricultural Development, 4(4): 309-312. (In Persian).
22- Keynes J. M. 1936. The general theory of employment, interest and money. London: Macmillan.
23- Kmenta J. 1967. On the estimation of the ces production function. International Economic Review, 8: 180-189.
24- Kurtovic S., and Konzola A. 2016. The effect of foreign direct investment from Austria on skilled and unskilled labor in Bosnia and Herzegovina, Business and Economic Research, 6(1): 210-233.
25- Nelder J. A., and Wedderburn R. W. M. 1972. Generalized linear models. Journal of the Royal Statistical Society, 135: 370-384.
26- Nerlove Q. 1963. Returns to Scale in Electricity Supply. (Measurement in Economics, C. F.Christ, ed. Stanford: Stanford University Press, economics.
27- Pagano M., and Pica G. 2012. Finance and employment. Economic Policy, 27:5–55.
28- Pazhooyan J., and Farzin M.A. 2006. Investigating the Effect of Agricultural Bank credits on investment and employment in agricultural sector. Journal of Peike Nour, 4(2): 15-33. . (In Persian).
29- Ronagh M., and Bakhshoodeh A. 2013. Investigating the effect of credits on employment in agriculture in Fars province. 2013. Agricultural economics (economics and agriculture), 8(1): 83-99. (In Persian).
30- Rousseeuw P.J., and Leroy A. M. 1987. Robust regression and outlier detection. New York: John Wiley & Sons, Inc.
31- Saedi M., and Mousavi M. 2013. Study of factors and policies affecting on labor employment. Economic Research, 13(49): 177-198. (In Persian).
32- Sharpe S. 1994. Financial market imperfections, firm leverage, and the cyclicality of employment. American Economic Review, 84: 1060–1074.
33- Sobhani H., and Azizmohammadlou H. 2005. An analysis to the effect of investment on employment in manufacturing subsectors in Iran. Iranian Journal of Economic Research, 24:1-31. (In Persian).
34- Song H., and Witt S.F. 2000. Tourism demand modeling and forecasting: Modern Econometric Approaches. Oxford: Pergamon. World Development Index (2012). Available at: www.data.worldbank.org.
35- Zellner A., Kmenta J., and Dreze J. 1966. Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models. Econometrica, 34(4):784-795.