

## تخمین تابع هزینه حمایت‌های بلند مدت صندوق تامین اجتماعی

۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴<sup>۱</sup>

مهدی جوان بخت<sup>۲</sup>

دکتر محمد هادیان<sup>۳</sup>

دکتر سوگند تورانی<sup>۴</sup>

### چکیده:

از آنجا که فلسفه وجودی بیمه‌های اجتماعی به طور عمده به ضرورت ارائه حمایت‌های بلندمدت به نیروی کار، در قالب پرداخت مستمری بازنشستگی، ازکارافتادگی، بازماندگان، کمک‌های جانبی برای دوران پیری، ازکارافتادگی و برای خانواده آنان در زمان فوت برمی‌گردد. لذا این پژوهش به دنبال تخمین مدلی برای هزینه حمایت‌های بلندمدت صندوق تامین اجتماعی است.

مطالعه حاضر به منظور تخمین تابع هزینه حمایت‌های بلندمدت صندوق تامین اجتماعی، با استفاده از داده‌های تابلویی طی یک دوره ۶ ساله در سطح استان‌های کشور انجام شده است. گفتنی است در این پژوهش، برای تخمین مدل از تابع هزینه کاب-داگلاس استفاده شده است. متغیر وابسته در این مطالعه هزینه حمایت‌های بلندمدت سازمان و متغیرهای توضیحی شامل تعداد مستمری‌بگیران بازنشستگی، ازکارافتادگی، بازماندگان، کمک‌های جانبی و نرخ رشد حداقل دستمزدها است.

۱. پژوهش حاضر با حمایت مالی مؤسسه عالی پژوهش تامین اجتماعی سابق انجام شده است.

۲. کارشناس ارشد اقتصاد سلامت دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران.

۳. عضو هیات علمی گروه اقتصاد سلامت دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران.

۴. عضو هیات علمی دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران.

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد ضرایب مستمری بازنشستگی، از کارافتادگی، بازماندگان و نرخ رشد حداقل دستمزدها به ترتیب برابر ۱/۹۴، ۰/۱۸۶، ۰/۸۷ و ۰/۶۹ است. با توجه به این‌که در تخمین مدل از تابع دو طرف لگاریتمی کاب-داگلاس استفاده شده است، لذا ضرایب فوق بیانگر کشش هر یک از متغیرهای توضیحی نیز است. در این مطالعه توابع هزینه نهایی و متوسط برای هر یک از متغیرهای توضیحی بدست آمده است. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد مدل هزینه حمایت‌های بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس است.

بیشترین ضریب و کشش در میان متغیرهای توضیحی مربوط به مستمری بازنشستگی و سپس مستمری بازماندگان است که نشان می‌دهد یک درصد تغییر در تعداد مستمری بازنشستگی نسبت به سایر متغیرها، هزینه حمایت‌های بلندمدت سازمان را بیشتر تحت تأثیر قرار خواهد داد. گفتنی است سیاستگذاران و برنامه‌ریزان سازمان با بهره‌گیری از نتایج فوق می‌توانند در برنامه‌ریزی برای افزایش جمعیت تحت پوشش و فرایند بودجه‌ریزی پیش‌بینی‌های دقیق‌تر و علمی‌تری را انجام دهند.

واژه‌های کلیدی: تابع هزینه، حمایت‌های بلندمدت، کشش هزینه، بازدهی نسبت به مقیاس

#### مقدمه:

نظام تأمین اجتماعی به عنوان ابزار استقرار امنیت و عدالت اجتماعی در بسیاری از کشورهای جهان جایگاه ویژه و پوششی گسترده دارد. هم‌چنین توسعه پایدار اقتصادی، سیاسی و مدنی هر کشور با کمیت و کیفیت خدمات تأمین اجتماعی رابطه‌ای مستقیم دارد<sup>۱</sup>.

هم‌چنین تأمین اجتماعی، به عنوان یکی از اصلی‌ترین مأموریت بخش عمومی، سهم عمده‌ای از هزینه‌های بودجه‌ای دولت‌ها و نسبت قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی هر کشور را به خود اختصاص می‌دهد. در یک نظام جامع تأمین اجتماعی مجموعه‌ای از راهبردها،

۱. اعتضادپور، ناهید و فهیمه رجبی‌راد، تأمین اجتماعی در ایران، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، ۱۳۷۵، چاپ اول، ص ۲۲.

برنامه‌ها و فعالیت‌های جامعه برای حفظ سطح درآمد فرد یا خانواده و در نهایت ارتقای سطح رفاه عمومی آنان مورد توجه قرار می‌گیرد.<sup>۱</sup>

در کشور ما با وجود صرف مبالغ هنگفت به صورت مستقیم و غیرمستقیم از جانب دولت، تأمین اجتماعی در کشور کم و بیش از مجموعه‌ای ناهماهنگ و ناموزون شکل گرفته و به همین دلیل، ضرورت توجه جدی، اساسی و همه‌جانبه به این مقوله بیش از پیش محسوس شده است. یکی از این ابعاد مهم و تعیین‌کننده در بحث گسترش و پوشش صندوق تأمین اجتماعی، بحث مربوط به هزینه‌ها و تعهدهایی است که نظام تأمین اجتماعی در قبال بیمه‌شده‌های خود بر عهده‌دارد.<sup>۲</sup>

از آنجا که فلسفه وجودی بیمه‌های اجتماعی به طور عمده به ضرورت ارائه حمایت‌های بلندمدت به نیروی کار، در قالب پرداخت مستمری بازنشستگی، ازکارافتادگی، بازماندگان و کمک‌های جانبی برای دوران پیری و ازکارافتادگی و برای خانواده آنان در زمان فوت برمی‌گردد. هم‌چنین با توجه به این‌که مهم‌ترین تعهد سازمان در مقابل بیمه‌شدگان پرداخت همین مستمری‌ها است که از نظر تعهدهای هزینه‌ای نیز اهمیت فراوانی را برای سازمان دارد. لذا ارائه یک مدل هزینه برای حمایت‌های بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

#### بیان مسئله و اهمیت پژوهش

با تزلزل عقاید کلاسیک‌ها به علت افول ستاره سرمایه‌داری که ناشی از شکست این نظام در تأمین رفاه اقتصادی و اجتماعی برای جامعه (بر خلاف نظر کلاسیک‌ها) است و هم‌چنین به علت تجربه‌های تلخ نیمه اول قرن بیستم و نظرات سوسیالیست‌ها و علمای اقتصاد جدید، مانند کینز در مورد عدم توانایی نظام اقتصادی سرمایه‌داری در تضمین حداکثر رفاه اقتصادی و اجتماعی برای جامعه، نقش دولت در زمینه تأمین رفاه و امنیت اجتماعی در کشورهای صنعتی افزایش یافت. تحولات مذکور در حوزه سیاست‌های تأمین اجتماعی در کشورهای صنعتی جهان به تدریج به صورت فراگیر به سایر کشورها، از جمله کشورهای در حال توسعه نظیر

۱. موسوی، مهدی، «بررسی تابع هزینه حمایت‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی طی سال‌های ۸۰-۱۳۷۸»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، ص ۲.

۲. بنامی، بهرام، کارکردهای تأمین اجتماعی، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، ۱۳۸۵، ص ۴۵.

ایران تعمیم پذیرفت و بدین ترتیب دولت‌های وقت حاکم در ایران نیز با تأثیرپذیری از آن، تلاش نمودند تا با الگوبرداری از نظام‌های اروپایی از دستاوردهای تمدن و انقلاب صنعتی به طرق مختلف بهره برداری نمایند.

با نگرشی عمیق در سیر توسعه اقتصادی- اجتماعی کشورمان می‌توان به طور یقین اذعان نمود که خدمات و حمایت‌های نظام تأمین اجتماعی که نیازها و خواسته‌های عموم مردم جامعه را در بخش‌های بیمه‌ای و حمایتی در برمی‌گیرد، به عنوان یکی از اهداف برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه و همچنین چشم‌انداز بیست ساله نظام جمهوری اسلامی ایران از جایگاه مناسبی به عنوان یک برنامه ملی برخوردار بوده است.<sup>۱</sup>

تخصیص بخش قابل توجهی از اعتبارات بودجه دولت (۳۶،۸۳۸،۲۶۶ میلیون ریال) به بخش تأمین اجتماعی و رفاه<sup>۲</sup> اهمیت تجزیه و تحلیل مصارف و هزینه‌های تأمین اجتماعی را پررنگ‌تر می‌کند. بررسی دقیق هزینه‌های مربوط به حمایت‌های بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی بنا به دلایل زیر حائز اهمیت است:

۱. مهم‌ترین تعهد سازمان در مقابل بیمه‌شدگان؛ پرداخت مستمری است.<sup>۳</sup>

۲. بخش عظیمی از هزینه‌های سازمان را (حدود ۶۰ درصد) حمایت‌های بلندمدت به خود اختصاص می‌دهد.

بررسی دقیق هزینه‌های مربوط به حمایت‌های بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی و تخمین تابع هزینه متناظر آن با توجه به سبقت هزینه‌ها از درآمدهای سازمان، خواهد توانست سیاستگذاران و کارشناسان برنامه‌ریزی را در جهت تقلیل هزینه‌ها و داشتن دید مناسبی درباره روند تغییرهای هزینه‌ها به منظور گذر از نقطه سر به سر و فزونی درآمدها بر هزینه‌ها و در نهایت تأمین دسترسی مناسب، برای اقشار مختلف جامعه به ویژه اقشار آسیب‌پذیر، رهنمود سازد.

۱. پناهی، بهرام، کارکردهای تأمین اجتماعی، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، ۱۳۸۵، ص ۲۰.

۲. همان، ص ۳۵.

۳. اعتضادپور، ناهید، رجی راد، فهیمه، تأمین اجتماعی در ایران، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، ۱۳۷۵،

چاپ اول، ص ۶۵.

## روش بررسی:

با توجه به این که در جهت تولید از عوامل تولید متعددی استفاده می‌کنیم و با فرض این که قیمت این نهاده‌ها مشخص باشد، یک بنگاه اقتصادی تمایل دارد ارزان‌ترین راه و ترکیب تولید را، برای سطح مشخصی از تولید انتخاب کند. اگر  $L$  و  $K$  مقادیر به کار برده شده از عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) و  $f(L, K)$  تابع تولید این بنگاه باشد. این مسئله را می‌توانیم به این صورت بنویسیم:

$$\text{S.t. } y = f(K, L) \quad \min : P_K k + P_L$$

که  $P_K$  و  $P_L$  به ترتیب قیمت نیروی کار و سرمایه و  $y$  میزان تولید است. راه حل این مسئله، یعنی حداقل هزینه برای به دست آوردن سطح تولید مطلوب، به  $P_K$ ،  $P_L$  و  $y$  بستگی دارد که می‌توانیم آن را به صورت  $C(P_L, P_K, y)$  بنویسیم که این را تابع هزینه می‌نامیم. تابع هزینه، در واقع حداقل هزینه تولید  $y$  واحد محصول را وقتی که قیمت عوامل ( $P_K$  و  $P_L$ ) باشند اندازه‌گیری می‌کند. تابع هزینه می‌تواند تابع صریح از مقدار ستانده و قیمت نهاده‌ها به علاوه هزینه‌های ثابت باشد:  $C = \Phi(P_L, P_K, y) + b$  که در اینجا  $C$  کل هزینه و  $\Phi(\dots)$  هزینه متغیر و  $b$  نیز هزینه ثابت است.<sup>۱</sup>

همان‌طور که اشاره شد حمایت‌های بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی شامل؛ مستمری بازنشستگی، مستمری بازمندگان، مستمری ازکارافتادگی و کمک‌های جانبی است. در این مطالعه این سازمان به عنوان یک بنگاه اقتصادی چند محصولی تلقی شده و هر یک از حمایت‌های فوق به عنوان تولیدهای این سازمان در نظر گرفته شده است. لذا هزینه حمایت‌های بلندمدت سازمان (متغیر وابسته) تابعی از اجزاء حمایت‌های بلندمدت (متغیرهای مستقل) است. متغیر مستقل دیگری که در این پژوهش وارد مدل شده است نرخ رشد حداقل دستمزدها است. هم‌چنین در این مطالعه از تابع دو طرف لگاریتمی کاب-داگلاس برای تخمین مدل استفاده شده است.

1. Ashenfelter, Orley & Philip B. Levine & David J. Zimmerman, Statistics and Econometrics: Methods and Applications, 2003.

2. Grinols, Earl L., Microeconomics, University of Illinois at Urban --Champaign, 1994.

گفتنی است داده‌های این پژوهش برای یک دوره شش ساله و برای ۲۸ استان ایران و شهرستان‌های تهران جداگانه جمع‌آوری شده است. با توجه به مزایای داده‌های تابلویی<sup>۱</sup> نسبت به روش‌های سری زمانی و مطالعه‌های مقطعی، در این تحقیق با ادغام سری‌های زمانی و مقطعی (داده‌ها تابلویی)، از تابع تولید کاب-داگلاس که بعد از لگاریتم‌گیری به صورت زیر تبدیل شده استفاده گردیده است.

$$\ln lc = a + B_1 \ln RP + B_2 \ln DP + B_3 \ln FP + B_4 \ln WP + B_5 \ln WR + U_{it}$$

که در آن  $i$  نشان‌دهنده مشاهده‌های مقطعی برای استان‌ها،  $t$  نشانگر دوره زمانی،  $\alpha$  یک مقدار اسکالر و  $B$ ها ضرایب متغیرهای مستقل است.  $U$  نیز جزء اخلاص مدل است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{it} = \mu_i + V_{it}$$

که در آن  $\mu_i$  ویژگی خاص واحدهای انفرادی (استان) است که در طول زمان ثابت است و  $V_{it}$  برای تمامی‌ها و  $X_{it}$ ها مستقل از آنها است.

پارامترهای  $\mu_i$ ،  $B$  و  $\alpha$  در مدل فوق از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS)<sup>۲</sup>، حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)<sup>۳</sup> و روش رگرسیون به ظاهر غیر مرتبط (SUR)<sup>۴</sup> برآورده شده‌اند. در داده‌های تابلویی می‌توان تأثیر زمان یا داده‌های مقطعی را بر پارامتر ثابت (عرض از مبدأ) یا شیب رگرسیون اندازه‌گیری کرد<sup>۵</sup>.

### یافته‌ها

همان‌گونه که اشاره شد در تخمین مدل‌های هزینه از مدل‌های مختلفی استفاده شده است. در مجموع در این مطالعه چهار مدل هزینه برای حمایت بلندمدت صندوق تأمین اجتماعی ارائه شده است. نتایج مربوط به هر یک به شرح زیر است:

1. panel data
2. Ordinary Least Square
3. Generalized Least Square
4. Seemingly Unrelated Regression
5. Ashenfelter, Orley & Philip B. Levine & David J. Zimmerman, Statistics and Econometrics: Methods and Applications, 2003.

مدل اول: در این مدل تمامی اجزا حمایت‌های بلندمدت سازمان به عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل شده و پس از تخمین مدل به صورت تاثیر ثابت و وزندهی یکسان به تمام مشاهدات نتایج به شرح زیر است:

$$Lnlc = -13.41 + 2.1LnRP + 0.4LnFP + 0.167LnDP + 0.66LnWR - 0.37LnWP$$

(۰/۸۷)      (۹/۴)      (۰/۲۳)      (۱)      (۲/۲)      (۰/۰۲۷)

=0.97                                  D.W<sup>1</sup>=1.63                                  F statistic=148 R<sup>2</sup>

در این مدل به جز کمک‌های جانبی سایر متغیرهای توضیحی از نظر تنوریک علائم انتظاری را دارند. آزمون معنی‌دار بودن ضرایب با استفاده از آماره t (مقادیر داخل پرانتز) انجام می‌شود. مقدار R<sup>2</sup> نیز نشان می‌دهد که ۹۷ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

مدل دوم: در این مدل با توجه به همخطی ایجاد شده بین متغیر کمک‌های جانبی و سایر متغیرهای توضیحی این متغیر از مدل حذف شده است و لذا شکل جدید مدل برایش شده چنین است:

$$Lnlc = -13.83 + 2.16LnRP + 0.35LnFP + 0.166LnDP + 0.66LnWR$$

(۷)                                  (۱۰)                                  (۰.۹)                                  (۱.۱)                                  (۲.۲)

=0.97                                  D.W=1.63                                  F.s=153 R<sup>2</sup>

مدل سوم: در این مدل با استفاده از روش GLS واریانس‌های پسماند مقطعی برآورد شده است. به عبارت دیگر نرم افزار با فرض این‌که ناهمسانی واریانس مقطعی وجود دارد یک تبیین GLS را بدست داده است. نتایج این تخمین نیز به شرح زیر است:

$$Lnlc = -16.6 + 1.94LnRP + 0.87LnFP + 0.186LnDP + 0.69LnWR$$

(۱۷)                                  (۱۵)                                  (۴)                                  (۱.۸۹)                                  (۵.۴)

1. Durbin-Watson Statistic



$$=0.99 \quad D.W= 1.66 \quad F.s=2916 R^2$$

مدل چهارم: مدل نهایی به صورت تاثیر ثابت و با روش SUR تخمین زده شده که از یک تبیین GLS برای تصحیح ناهمسانی واریانس و همبستگی همزمان<sup>۱</sup> استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های فوق مدل نهایی برای تابع مورد نظر به صورت زیر تصریح شده است:

$$\ln lc = -16.6 + 1.94 \ln RP + .186 \ln DP + .87 \ln FP + .69 \ln WR$$

(۱۸/۹)      (۱۲/۷)      (۱/۹۳)      (۳/۴۷)      (۵/۹)

$$R^2 = 0.99 \quad W = 1.67 \quad F.s = 29167$$

در مدل فوق، همه متغیرهای مستقل از نظر تئوریک علائم انتظاری را داشته و از نظر آماری نیز از معنی‌داری بالایی برخوردارند. در مورد همه ضرایب مقدار آماره t بالا بوده که نشانگر معنی‌داری بالای ضرایب تخمین زده شده است. در مورد مقدار ضرایب و تفسیر آنها باید گفت با توجه به این که شکل تابع به صورت کاب-داگلاس است، طبق تعاریف مربوط به کشش‌ها، ضرایب معرف کشش‌های هر کدام از متغیرها نیز هستند.

در این میان بزرگترین ضریب مربوط به مستمری بازنشستگی است. به عبارت دیگر یک درصد تغییر در این متغیر نسبت به سایر متغیرها باعث تغییر بیشتری در هزینه حمایت‌های بلندمدت سازمان خواهد شد.

برای تعیین معنی‌دار بودن رگرسیون می‌توان از نسبت واریانس توصیف شده بر واریانس توصیف نشده استفاده کرد. این عمل را می‌توان با استفاده از توزیع F با K-1 و n-K درجه آزادی که در آن n تعداد مشاهدات، k تعداد پارامترهای برآورد شده است، انجام داد. ملاک آزمون F عبارت است از:

$$F_{K-1, n-k} = \frac{\sum \hat{y}_i^2 / (k-1)}{\sum e_i^2 / (n-k)} = \frac{R^2 / (K-1)}{(1-R^2) / (n-k)}$$

اگر F محاسبه شده از مقدار F جدول در سطح معنی‌دار و درجه‌های آزادی مشخص، بزرگتر باشد، این فرضیه که پارامترهای رگرسیون تماماً برابر صفر نیستند و  $R^2$  به طور معنی‌دار مخالف صفر است، پذیرفته می‌شود!

1. contemporaneous correlation



برای این پژوهش داریم:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$H_1$ : تمامی ضرایب شیب به طور همزمان صفر نیستند

با توجه به این که در این پژوهش برای تحلیل داده‌ها از برنامه Eviews.5 استفاده شده این برنامه مقدار آماره  $F$  را به دست می‌دهد که برای مدل تخمینی، مقدار آماره  $F$  برابر است با ۲۹۱۶ و جدول در سطح معنی‌دار ۵ درصد و درجه‌های آزادی ۱۷۲ و  $df=4$  برابر است با ۲/۴۷، از آنجا که مقدار  $F$  محاسبه شده بزرگتر از مقدار  $F=2/47$  جدول در سطح معنی‌دار ۵ درصد و با درجات آزادی ۱۷۲ و  $df=4$  است، فرضیه مخالف صفر بودن توأم ضرایب پذیرفته می‌شود و  $R^2$  به طور معنی‌داری مخالف صفر است.

هزینه متوسط برای هر یک از متغیرهای مستقل، از تقسیم تابع هزینه کل حمایت‌های بلند مدت سازمان بر متغیر مورد نظر بدست می‌آید.<sup>۲</sup>

توابع هزینه متوسط با توجه به مدل تخمین زده شده به صورت زیر خواهد بود:

$$Alc_{RP} = lc/_{RP} = e^{-16.6} RP^{0.94} DP^{0.186} FP^{0.87} WR^{0.69}$$

$$Alc_{DP} = lc/_{RP} = e^{-16.6} RP^{1.94} DP^{-0.814} FP^{0.87} WR^{0.69}$$

$$Alc_{FP} = lc/_{RP} = e^{-16.6} RP^{1.94} DP^{0.186} FP^{-0.13} WR^{0.69}$$

تابع هزینه نهایی، تغییر هزینه کل به ازای یک واحد تغییر در متغیر مستقل مورد نظر را نشان می‌دهد. اگر از تابع هزینه کل نسبت به هر یک از متغیرهای مستقل مشتق بگیریم تابع هزینه نهایی به دست می‌آید.<sup>۳</sup> توابع هزینه نهایی هر یک از متغیرهای استفاده شده در مدل به شرح زیر است:

1. Green, William H. *Econometric Analysis*, Third Edition, New York University, 1998.

۲. فرگوسن، نظریه اقتصاد خرد، ترجمه محمود روزبهان، مرکز نشر دانشگاهی، تهران، چاپ پنجم، ۱۳۷۶، ص ۲۵۲.

۳. سالواتوره، دسینیک، نظریه و مسائل اقتصاد خرد، ترجمه حسن سبحانی، نشر نی، تهران، ۱۳۷۸، ص ۱۹۵.

$$Mlc_{RP} = \frac{dlc}{dDP} = 1.94e^{-16.6} RP^{0.94} DP^{0.186} FP^{0.87} WR^{0.69}$$

$$Mlc_{DP} = \frac{dlc}{dDP} = 0.186e^{-16.6} RP^{0.94} DP^{-0.814} FP^{0.87} WR^{0.69}$$

$$Mlc_{FP} = \frac{dlc}{dDP} = 0.87e^{-16.6} RP^{0.94} DP^{0.186} FP^{-0.13} WR^{0.69}$$

همان‌گونه که اشاره شد با توجه به این که در این مطالعه از تابع هزینه دو طرف لگاریتمی کاب-داگلاس استفاده شده لذا ضرایب مربوط به هر یک از متغیرها بیانگر کشش‌های جزئی هزینه نسبت به آن عامل به فرض ثابت بودن عوامل دیگر است.

جدول شماره ۱. کشش‌های جزئی هزینه هر یک از متغیرها

پارامتر	$E_{lc,DP}$	$E_{lc,WR}$	$E_{lc,FP}$	$E_{lc,RP}$
کشش	۰/۱۸۶	۰/۶۹	۰/۸۷	۱/۹۴

مجموع کشش‌های جزئی عوامل، (ضرایب تابع) نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس است. اگر ضریب تابع هزینه بزرگتر از یک باشد، نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس نزولی و اگر برابر یک باشد نشان دهنده بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و اگر ضریب تابع کوچکتر از یک باشد نشان دهنده بازدهی صعودی نسبت به مقیاس است.<sup>۱</sup>

در پژوهش حاضر با جمع‌زدن کشش‌ها (ضرایب تابع)، مقدار بزرگتر از یک به دست می‌آید که نشان دهنده بازدهی نزولی نسبت به مقیاس است.

$$\varepsilon = E_{lc,RP} + E_{lc,DP} + E_{lc,FP} + E_{lc,WR}$$

در این مطالعه برای آزمون بازدهی نسبت به مقیاس از آزمون والد استفاده شده است. میزان F محاسبه شده با توجه به درجه آزادی مربوطه برابر است با ۳۵۱/۸۱ که به طور قابل

۱. هندرسن، جیمز م. و ریچارد ا. کوانت، تئوری اقتصاد خرد (تقریب ریاضی)، ترجمه مرتضی قربانیا و حمید پزویان، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، چاپ پنجم، ۱۳۸۲.

ملاحظه‌ای از مقدار مربوط به جدول بزرگتر است و فرضیه صفر مبنی بر یک بودن مجموع ضرایب (بازدهی ثابت نسبت به مقیاس) رد می‌شود.

### بحث و نتیجه‌گیری:

نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد، ضرایب تغییرات در اکثر انواع حمایت‌ها به خصوص مستمری از کارافتادگی و کمک‌های جانی در اغلب استان‌ها بالا بوده که نشان می‌دهد نظام جمع‌آوری و پردازش اطلاعات در سازمان دچار مشکلات اساسی است و در بعضی استان‌ها به خصوص استان‌های کوچک و محروم نیاز به تجدیدنظر در نظام آماري سازمان وجود دارد. همان‌طور که اشاره شد ضرایب مختلفی برای متغیرهای مستقل به دست آمده است که به طور کلی می‌توان گفت، ۱ درصد تغییر در تعداد مستمری‌بگیران بازنشستگی باعث ۱/۹۴ درصد تغییر در هزینه حمایت‌ها؛ ۱ درصد تغییر در تعداد مستمری‌بگیران از کارافتادگی باعث ۰/۱۸۶ درصد تغییر در هزینه حمایت‌ها؛ ۱ درصد تغییر در تعداد مستمری‌بگیران بازماندگان باعث ۰/۸۷ درصد تغییر در هزینه حمایت‌ها؛ ۱ درصد تغییر در نرخ رشد حداقل دستمزدها باعث ۰/۶۹ درصد تغییر در هزینه حمایت‌های بلندمدت، صندوق تامين اجتماعي خواهد شد. همچنین بازدهی به دست آمده برای مدل از نوع بازدهی نزولی نسبت به مقیاس است که نشان می‌دهد اگر همه عوامل تولید را به یک میزان مشخص افزایش دهیم، مقدار تولید کمتر از این میزان افزایش خواهد یافت.

با استفاده از نتایج پژوهش در زمینه توابع هزینه متوسط و نهایی باید گفت با قرار دادن مقادیر تابع در هزینه‌های متوسط میزان متوسط هزینه به ازای هر واحد از تولیدات (انواع حمایت‌ها) به دست می‌آید که نتایج آن در سیاستگذاری‌ها و بودجه‌ریزی سازمان کاربرد فراوان دارد. همچنین با قرار دادن مقادیر در توابع هزینه نهایی میزان هزینه برای آخرین واحد تولید (حمایت‌ها) بدست خواهد آمد که از این نتایج نیز در زمینه سیاستگذاری برای افزایش جمعیت تحت پوشش سازمان می‌توان استفاده کرد.

## منابع و ماخذ

### منابع فارسی

۱۳. اعتضادپور، ناهید و فهیمه رجیبی راد، تأمین اجتماعی در ایران، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، تهران، ۱۳۷۵.
۱۴. امامقلی‌پور، سارا، "مدل هزینه بیمارستان‌های عمومی دانشگاه علوم پزشکی ایران در شهر تهران طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۸۱"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت، دانشگاه علوم پزشکی ایران.
۱۵. پناهی، بهرام، کارکردهای تأمین اجتماعی، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، تهران ۱۳۸۵.
۱۶. هندرسن، جیمز م. و ریچارد ا. کوانت، تئوری اقتصاد خرد (تقرب ریاضی)، ترجمه مرتضی قرباغیان و جمشید یژیویان، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران چاپ پنجم، ۱۳۸۲.
۱۷. سالتواتره، دمینیک، نظریه و مسائل اقتصاد خرد، ترجمه حسن سبحانی، نشر نی، تهران، ۱۳۷۸.
۱۸. سکاران، اوما، روش‌های تحقیق در مدیریت، ترجمه منوچهر عسگری، نشر اقتصاد نو، تهران، چاپ اول، ۱۳۷۶.
۱۹. شیرین بخش، شمس الله، کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ۱۳۸۴.
۲۰. گجراتی، دامور، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۵.
۲۱. "گزارش اقتصادی - اجتماعی سالانه صندوق تأمین اجتماعی"، معاونت امور اقتصادی ۱۳۷۸ - ۱۳۸۳.
۲۲. فرگوسن، نظریه اقتصاد خرد، ترجمه محمود روزبهان، مرکز نشر دانشگاهی، تهران چاپ پنجم، ۱۳۷۶.
۲۳. موسوی، مهدی، "بررسی تابع هزینه حمایت‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۸۰"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
۲۴. یوسفی، محمود، "تخمین تابع تولید در بیمارستان‌های دانشگاه علوم پزشکی ارومیه، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت، دانشگاه علوم پزشکی ایران.

## منابع انگلیسی

45. Baltaji.B.H, Econometrics , Springer ,New York, 1999.
46. Bilodeau , Daniel et ah. "Measuring Flexibility in the Case of Multi- Out Put Firms", 2002.
47. Grinols, Earl I., Microeconomics, University of Illinois at Urban -Champaign, 1994.
48. Jian, Wang "Estimation of Hospital Cost Functions and Efficiency Measurement: An Overview" Visiting of CCER.
49. Glahe, Fred R. & Dwight R. Lee, Microeconomics, theory and applications, 1989.
50. Ashenfelter, Orley & Philip B. Levine & David J. Zimmerman, "Statistics and econometrics", Methods and Applications, 2003.
51. Segal, D., "Economic Analysis of Life Insurance Company Expenses", North American journal, 2000.
52. Green, William H., Econometric Analysis, Third Edition, New York University.
53. "Estimation of Long-term Benefits Cost Function of Iran Social Security Organization", from 2000 to 2005.