

نقش و جایگاه بیمه حمل و نقل کالا در اقتصاد ایران

فرهاد طهماسبی بلداجی[‡]

مؤسسات بیمه باتوجه به نقشی که در اقتصاد جامعه دارند، می‌توانند با حفظ ثروت‌های ملی و جبران زیان‌های مالی بر اقتصاد و تامین و تضمین سرمایه‌گذاری‌های بزرگ در جامعه و نیز با توسعه آنها، باعث رشد و توسعه کل مجموعه اقتصادی کشور گردند. برای سنجش تاثیر بیمه و بیمه حمل و نقل کالا بر اقتصاد ملی، از برخی ضرایب مانند نسبت حق بیمه‌های دریافتی به تولید ناخالص داخلی - که به نام شاخص نفوذ بیمه معروف است - استفاده می‌شود.

برای اینکه مشخص شود که حق بیمه‌های دریافتی بیمه حمل و نقل کالا در ایران، باتوجه به کدام عوامل و متغیرهای اقتصادی تغییر می‌کند و میزان تاثیر هر کدام چقدر است، از یک مدل اقتصادسنجی استفاده شده است که در آن حق بیمه‌های دریافتی، تابعی از تولید ناخالص داخلی، میزان واردات کالا و خدمات و نیز میزان صادرات کالاها و خدمات در نظر گرفته شده است. قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرهای مدل بررسی شده و مشخص

[‡] - فرهاد طهماسبی بلداجی؛ کارشناس ارشد اقتصاد - پژوهشگر آزاد.

گردیده است که همه نامانا و انباشته از درجه اول یعنی $I(1)$ ، هستند. با انجام آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، معلوم گردیده که بین آنها رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. بنابراین با استفاده از روش متداول حداقل مربعات معمولی (OLS)، که وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها استفاده از آن را ممکن ساخته است - مدل مورد نظر برآورد شده است. نتیجه این برآورد، حاکی از آن است که واردات کالاها و خدمات، بیشترین اثر را بر روی حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا دارد.

کلید واژه‌ها:

ایران، بیمه حمل و نقل، حمل و نقل کالا، اقتصاد ایران، مدل اقتصادسنجی

مقدمه

بیمه عملی است که به موجب آن یک طرف به نام بیمه گر، با متشکل کردن گروهی از افراد، به نام بیمه گذار در یک سازمان منظم به نام موسسه بیمه تعهد می کند در ازای وجه یا وجوهی به نام حق بیمه - که هر یک از افراد گروه به موسسه مذکور می پردازند - در صورت وقوع برخی حوادث معین برای هر یک از آنها، خسارات وارده را جبران نماید یا وجه معینی را بپردازد.

آغاز فعالیت بیمه‌ای در ایران، در سال ۱۲۸۹ هجری شمسی بوده است که در سال مذکور دو موسسه بیمه روسی، اقدام به عملیات بیمه در ایران می نمایند. سرانجام در سال ۱۳۱۴ اولین شرکت بیمه ایرانی به نام شرکت سهامی بیمه ایران تأسیس می گردد.

پیدایش بیمه حمل و نقل دریایی توام با پیدایش بیمه بوده است. گسترش معاملات بازرگانی بین‌المللی در قرن هفدهم، هیجدهم و نوزدهم، موجب گردید که بیمه حمل و نقل کالا، به موازات آن معاملات توسعه یابد؛ به طوری که بیمه حمل و نقل یکی از عوامل مهم و مورد توجهی بود که در داد و ستد با کشورهای دور دست صورت می گرفت. بدین ترتیب، براساس این توضیحات، بیمه حمل و نقل کالا نیز به صورت ذیل بیان شده است.

بیمه حمل و نقل کالا پوششی است که بیمه گر در مقابل دریافت حق بیمه متناسب با پوشش بیمه‌ای از بیمه گذار، تعهد می کند که چنانچه کالای مورد بیمه در جریان حمل و جابجایی از مبدا به مقصد مندرج در بیمه نامه و به علت وقوع یکی از خطرات مندرج در بیمه نامه تلف یا دچار خسارت شد و یا بیمه گذار براساس قوانین و مقررات بین‌المللی متحمل پرداخت‌هایی گردید، زیان وارده به کالا را جبران کرده و هزینه‌ها را نیز بپردازد.

یکی از مهم‌ترین نقش‌های بیمه در اقتصاد هر کشوری و از جمله در اقتصاد ایران، حفظ ثروت ملی است. با توجه به انواع خطراتی که ثروت‌های کشور را تهدید

می‌کند، ملاحظه می‌شود که بیمه قادر است تا نقش موثری در کاهش سوخت ملی داشته باشد. متأسفانه سوخت ملی در ایران زیاد است و سرمایه‌های ملی در کشور ما بیش از حد پیشگیری‌پذیر آن به هدر می‌رود و این امر، حاکی از آن است که صنعت بیمه کشور، در ایفای این نقش، خود به دلایل گوناگون به نحو خوبی عمل نمی‌کند. از طرف دیگر موسسات بیمه می‌توانند نقش به‌سزایی، در اقتصاد کشور داشته باشند، از جمله اینکه؛ وجود بیمه، باعث توسعه سرمایه‌گذاری‌ها در هر کشور می‌شود و نیز اعتبارات مورد نیاز سرمایه‌گذاری‌ها را تضمین می‌نماید. همچنین وجود بیمه باعث تامین شغلی افراد جامعه گشته و ریسک‌پذیری را در جامعه افزایش می‌دهد. یکی از مهم‌ترین آثار اقتصادی موسسات بیمه در اقتصاد، سرمایه‌گذاری همین موسسات در جامعه می‌باشد. این سرمایه‌گذاری‌ها از محل وجوه شرکت و یا از وجه بیمه‌ای تامین می‌گردد.

سرمایه‌گذاری شرکت‌های بیمه در کشور ایران در پروژه‌های صنعتی و اقتصادی بسیار اندک است و در حال حاضر به‌طور متوسط حدود ۵۰ درصد از مجموع دارایی‌های شرکت‌های بیمه در ایران، موجودی نقد در بانک، ۲۲ درصد اوراق قرضه دولتی، ۲ درصد سرمایه‌گذاری در سهام عادی شرکت‌های دولتی و خصوصی و ۲۶ درصد بقیه دارایی‌هایی؛ مانند زمین و ساختمان، مطالبات از نمایندگی‌ها و سایر دارایی‌ها را تشکیل می‌دهد. بدین ترتیب؛ آشکار می‌شود که بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های بیمه در ایران از سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت - که نرخ بازده اندک دارند - تشکیل می‌گردد.

با مقدمه‌ای که در بالا ذکر شد می‌توان گفت که عملکرد بیمه حمل و نقل کالا، از وضعیت کلی اقتصاد جامعه جدا نبوده و از آن تاثیر می‌پذیرد. به عبارت دیگر میزان فعالیت بیمه حمل و نقل کالا تابع عوامل اقتصادی گوناگونی است که از آن جمله می‌توان به تولید ناخالص داخلی و میزان واردات و صادرات اشاره کرد. برای بررسی تاثیر هر یک از عوامل مهم اقتصادی بر بیمه حمل و نقل کالا، لازم است که این عوامل

به زبان ریاضی بیان کردند. همچنین برای اینکه معیاری از وضعیت فعالیت بیمه حمل و نقل داشته باشیم، حق بیمه‌های دریافتی را به‌عنوان شاخص و معیار فعالیت‌های بیمه حمل و نقل کالاها در کشور در نظر می‌گیریم، چرا که در هر صورت میزان حق بیمه‌های دریافتی، نشان دهنده حجم کلی فعالیت‌های بیمه حمل و نقل کالا در کشور می‌باشد. ذکر این نکته نیز لازم است که به جز عوامل اقتصادی، عوامل دیگری نیز بر فعالیت بیمه حمل و نقل کالا موثر می‌باشند، اما در اینجا هدف بررسی آن عوامل نیست و تنها به نقش عوامل مهم اقتصادی و تاثیر آن بر حجم فعالیت‌های بیمه حمل و نقل کالا پرداخته می‌شود.

برای بررسی تاثیر عوامل اقتصادی بر فعالیت بیمه حمل و نقل کالا از روش اقتصاد سنجی استفاده می‌شود. بر اساس روش شناسی اقتصاد سنجی، ابتدا مبنای نظری متغیرهای بکار رفته در مدل بررسی می‌شود، سپس شکل ریاضی مدل بیان می‌گردد. بر اساس مباحث جدید اقتصاد سنجی سری‌های زمانی^۱، قبل از برآورد مدل مورد نظر، باید مانایی^۲ متغیرهای بکار گرفته شده بررسی شود و سپس برآورد مدل مربوطه صورت گیرد.

معرفی مدل

رابطه مورد استفاده جهت تبیین فعالیت‌های حمل و نقل کالا به شرح زیر است.

$$TI=f(GDP,IM,EX)$$

که در آن:

TI : حق بیمه‌های دریافتی در حمل و نقل کالا (میلیون ریال)

GDP : تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)

IM : واردات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)

EX : صادرات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)

می‌باشد. همه متغیرها برحسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹ می‌باشد.^۱ همچنین از شاخص ضمنی تعدیل ارزش افزوده بخش بیمه در حساب‌های ملی برای تعدیل کردن ارزش اسمی حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا استفاده شده است؛ بدین صورت که ارزش اسمی حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا بر شاخص ضمنی تعدیل ارزش افزوده بخش بیمه (بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹) تقسیم شد تا حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ بدست آید.

در بیان مبانی نظری این تابع باید گفت که حق بیمه‌های دریافتی، با میزان رشد توسعه اقتصاد یک کشور ارتباط نزدیک دارد و اکثر کشورهایی که تولید ناخالص داخلی بالایی دارند، حق بیمه آنها نیز بالا می‌باشد. این امر به دلیل ارتباط مهم بخش‌های گوناگون اقتصادی با بیمه حمل و نقل کالا می‌باشد. در کشور ما نیز این ارتباط کم و بیش وجود دارد و بالا رفتن تولید ناخالص داخلی که به علل گوناگونی از جمله افزایش حجم سرمایه‌گذاری، مصارف و هزینه‌ها می‌باشد، حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا نیز افزایش می‌یابد. در مورد تاثیر واردات و صادرات بر حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا باید گفت که بازرگانان فعال در بخش تجارت بین‌المللی، جهت کاهش خطر فعالیت‌های خود، کالاهای خود را بیمه می‌نمایند و انتظار این است که با افزایش صادرات و واردات، میزان حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا نیز افزایش یابد. افزون بر این، در کشور ما تا سال ۱۳۵۰ بیمه کالاهای صادراتی می‌بایست در یکی از شرکت‌های بیمه که در ایران به ثبت رسیده‌اند، انجام می‌شد و در سال‌های بعد نیز این میزان صادرات و حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا، رابطه مستقیم وجود داشته است.

در جدول شماره (۱) ضریب همبستگی هر یک از متغیرهای توضیحی مدل با متغیر تابع آمده است.

۱- الف) گزارش آماری صنعت بیمه کشور برای سال‌های مختلف، بیمه مرکزی ایران.

ب) تحولات بیمه‌های بازرگانی در ایران از آغاز تا سال ۱۳۷۰، بیمه مرکزی ایران.

ج) سری زمانی آمارهای حساب‌های ملی دوره ۱۳۳۸.۷۷ - اداره حساب‌های ملی بانک مرکزی.

جدول شماره ۱- ضریب همبستگی متغیرهای توضیحی با متغیر تابع مدل

متغیرهای توضیحی \ متغیر تابع	RIM	RGDP	REX
RTI	۰/۲۶۹	۰/۵۲۲	۰/۴۷۵

آن گونه که جدول نشان می دهد، بالاترین ضریب همبستگی را متغیر واردات با متغیر تابع دارد و بعد از آن هم متغیرهای تولید ناخالص داخلی و صادرات قرار می گیرد. در قسمت بعد مدل مورد استفاده جهت تخمین و نیز بررسی مانایی متغیرهای مدل بیان می شود.

مانایی متغیرها و برآورد مدل

برای تبیین تغییرات حق بیمه های دریافتی به عنوان شاخص و معیاری از تحولات و تغییرات خدمات بیمه حمل و نقل کالا از مدل زیر استفاده می شود.

$$LRTI_t = \beta_1 LRIM_t + \beta_2 LRGDP_t + \beta_3 REX_t + \epsilon_t$$

که در آن :

$LRTI$: لگاریتم حق بیمه های دریافتی حمل و نقل به ارزش واقعی

$LRIM$: لگاریتم واردات به ارزش واقعی

$LRGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به ارزش واقعی

REX : صادرات به ارزش واقعی

ϵ_t جزء اختلال مدل؛ که فرض می شود دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است.

جزء اختلال مدل (ϵ_t) بیانگر تاثیر عوامل دیگری است که در مدل وارد

نشده است. (حق بیمه های دریافتی حمل و نقل کالا). مدل فوق از میان گروهی از

مدلهای مختلف که همگی در متغیرهای توضیحی مشترک بودند ولی از نظر فرم تابعی^۱ اختلاف داشتند، به عنوان بهترین مدل انتخاب شد.

در مباحث جدید اقتصادسنجی که از آن بنام اقتصاد سنجی سری‌های زمانی یاد می‌شود، بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده اهمیت حیاتی یافته است. این مهم از این جهت است که در صورت نامانای^۲ بودن متغیرها، رابطه بدست آمده نمی‌تواند واقعی باشد و چه بسا به دلیل وجود روند زمانی^۳ در متغیرها، معادله رگرسیون تشکیل شده از آنها یک رگرسیون کاذب^۴ باشد به طوری که استنباط‌های آماری بدست آمده از آن نمی‌تواند معتبر و قابل قبول باشد. بنابراین قبل از برآورد مدل و انجام استنباط‌های آماری مربوطه درباره مدل، مانایی متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی مانایی متغیرهای مدل، از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۵ استفاده می‌کنیم.

نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته متغیر لگاریتم حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل (LRTI) و تفاضل مرتبه اول آن $D(LRTI)$ در جدول زیر آمده‌است.

جدول شماره ۲- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای LRTI و $D(LRTI)$

نام متغیر	کمیت	اماره آزمون ADF	سطح معنی‌دار بودن	کمیت بحرانی مکینون
LRTI		-۱/۸۸۰۸۰۵	٪۱	-۴/۲۱۶۵
			٪۵	-۳/۵۲۱۲
			٪۱۰	-۳/۱۹۶۸
D(LRTI)		-۴/۶۵۷۱۲۲	٪۱	-۴/۲۱۶۵
			٪۵	-۳/۵۲۱۲
			٪۱۰	-۳/۱۹۶۸

1- Functional Form

2- Nonstationary

3- Trend

4- Spurious Regression

5- Augmented Dickey - Fuller Test (ADF)

برای بررسی مانایی لگاریتم حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل و تفاضل مرتبه اول آن، عرض از مبدأ و روند نیز مورد استفاده قرار گرفته است. چنان‌که از جدول پیداست، قدر مطلق آماره آزمون ADF برای متغیر $LRTI$ برای هر یک از سطوح معنی داری ۱ درصد، ۵ درصد، ۱۰ درصد، از قدر مطلق کمیت بحرانی مک کینون کوچکتر است.

بنابراین نمی‌توان فرضیه نامانا بودن متغیر $LRTI$ (فرضیه H_0) را رد کرد. به عبارت دیگر، بر اساس آماره آزمون ADF و کمیت بحرانی مک کینون، به ازای سطوح مختلف معنی داری ۱ درصد، ۵ درصد، و ۱۰ درصد، متغیر $LRTI$ نامانا است. اما بررسی کمیت‌های مربوط به تفاضل مرتبه اول همین متغیر (یعنی $D(LRTI)$) نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول آن مانا است. چنانچه از جدول پیداست، قدر مطلق آماره آزمون ADF برای متغیر $D(LRTI)$ برابر $4/66$ است که به ازای سطوح معنی داری ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ کمیت بحرانی مک کینون بزرگتر است و این دلالت دارد بر رد فرضیه نامانا بودن متغیر $D(LRTI)$ به عبارت دیگر، متغیر $D(LRTI)$ مانا است. در ادبیات اقتصاد سنجی سری‌های زمانی، متغیری که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شود به نام متغیر انباشته^۱ از مرتبه یک موسوم است، که آن را به صورت $I(1)$ نشان می‌دهند و متغیری که لازم است d بار تفاضل گرفته شود تا مانا شود، انباشته از مرتبه d یا $I(d)$ است. بنابراین متغیر حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا انباشته از مرتبه اول یعنی؛ $I(1)$ است چرا که، تفاضل مرتبه اول آن مانا است.

در جدول شماره (۳) نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیر لگاریتم واردات و تفاضل مرتبه اول آن آمده است.

جدول شماره ۳- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای LRIM و D(LRIM)

نام متغیر	کمیت	آماره آزمون ADF	سطح معنی دار بودن	کمیت بحرانی مکینون
LRIM		-۱/۵۸۲۲۲۱	٪۱	-۴/۲۱۶۵
			٪۵	-۳/۵۳۱۲
			٪۱۰	-۳/۱۹۶۸
D(LRIM)		-۴/۵۷۲۵۲۲	٪۱	-۴/۲۲۴۲
			٪۵	-۳/۵۳۴۸
			٪۱۰	-۳/۱۹۸۸

همانند مورد متغیر حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا، برای بررسی مانایی لگاریتم واردات و تفاضل مرتبه اول آن نیز از عرض از مبدأ و روند در مدل استفاده شده است. چنانچه از جدول شماره (۳) پیداست، قدر مطلق آماره آزمون ADF برای متغیر لگاریتم واردات (LRIM) به ازای تمامی سطوح معنی داری از کمیت بحرانی مک کینون کوچکتر است و بنابراین با قبول فرضیه نامانا بودن LRIM، نتیجه می‌گیریم که لگاریتم واردات نامانا است. برعکس لگاریتم واردات، قدر مطلق آماره آزمون ADF تفاضل مرتبه آن، یعنی D(LRIM)، به ازای تمامی سطوح معنی داری از قدر مطلق کمیت بحرانی مک کینون بزرگتر است و این یعنی رد فرضیه نامانا بودن برای D(LRIM). به عبارت دیگر، تفاضل مرتبه اول لگاریتم واردات مانا است، بنابراین متغیر لگاریتم واردات نامانا و انباشته از مرتبه اول یعنی I(۱) است.

نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی نیز در جدول شماره (۴) آمده است.

جدول شماره ۴- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای LRGDP و D(LRGDP)

نام متغیر \ کمیت	آماره آزمون ADF	سطح معنی دار بودن	کمیت بحرانی مکینون
LRGDP	-۱/۹۵۱۹۸۷	٪۱	-۴/۲۱۶۵
		٪۵	-۳/۵۲۱۲
		٪۱۰	-۳/۱۹۶۸
D(LRGDP)	-۴/۱۳۰۲۴۷	٪۱	-۴/۲۲۴۲
		٪۵	-۳/۵۳۴۸
		٪۱۰	-۳/۱۹۸۸

در این مورد نیز برای بررسی مانایی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، عرض از مبدأ و روند در نظر گرفته شده است. چنانچه از جدول شماره (۴) پیداست متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به ازای تمامی سطوح معنی داری دارای قدر مطلق آماره آزمون ADF کوچکتر از قدر مطلق کمیت بحرانی مک کینون است، بنابراین فرضیه نامانا بودن این متغیر رد نمی شود. از طرف دیگر، داده های جدول حاکی از آن است که قدر مطلق آماره آزمون ADF، برای تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی، یعنی $D(LRGDP)$ از قدر مطلق کمیت بحرانی مک کینون به ازای سطوح معنی داری ۱ درصد کوچکتر، ولی به ازای سطوح معنی داری ۵ درصد و ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین متغیر $D(LRGDP)$ به ازای سطح معنی داری ۵ درصد مانا است. از این رو نتیجه می گیریم که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی ($LRGDP$) نامانا و انباشته از مرتبه اول، یعنی $I(1)$ است.

نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای متغیرهای صادرات REX و تفاضل مرتبه اول آن $D(REX)$ ، در جدول شماره (۵) آمده است.

جدول شماره ۵- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای REX و D(REX)

کمیت نام متغیر	آماره آزمون ADF	سطح معنی‌دار بودن	کمیت بحرانی مک‌کینون
REX	-۲/۱۰۹۳۸۰	٪۱	-۴/۲۱۶۵
		٪۵	-۳/۵۲۱۲
		٪۱۰	-۳/۱۹۶۸
D(REX)	-۳/۳۱۵۵۸۲	٪۱	-۴/۲۱۶۵
		٪۵	-۳/۵۲۱۲
		٪۱۰	-۳/۱۹۶۸

چنانچه از جدول شماره (۵) پیداست، قدر مطلق آماره آزمون صادرات، به ازای تمام سطوح معنی‌داری از قدر مطلق کمیت بحرانی مک‌کینون کوچکتر است، بنابراین فرضیه نامانای بودن متغیرها رد نمی‌شود. از طرف دیگر، قدر مطلق آماره آزمون برای تفاضل مرتبه اول صادرات، به ازای سطح معنی‌داری ۱۰ درصد از قدر مطلق کمیت بحرانی مک‌کینون بزرگتر است. بنابراین در سطح اطمینان ۹۰ درصد، فرضیه نامانای بودن تفاضل مرتبه اول صادرات رد می‌شود. یعنی تفاضل مرتبه اول صادرات مانا است. بنابراین؛ متغیر صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، متغیری نامانای و انباشته از مرتبه اول یعنی $I(1)$ است.

چنانچه قبلاً بیان شد برای معتبر بودن استنباط‌های آماری بدست آمده از رگرسیون، لازم است که متغیرهای مورد استفاده در مدل، مانا باشند. اما اگر در حالت نامانایی متغیرها، درجه انباشتگی متغیرها یکسان و برابر واحد باشد و رابطه‌ای خطی بین متغیرها برقرار باشد - به طوری که آن رابطه خطی دارای انباشتگی از مرتبه صفر باشد - در آن صورت رگرسیون بنا شده بر این متغیرهای نامانای، معتبر خواهد بود. در ادبیات اقتصادسنجی، از این موضوع تحت عنوان «هم‌انباشتگی»^۱ نامبرده می‌شود. در

واقع، هر یک از متغیرهای مدل در این حالت به طور جداگانه نامانا هستند، ولی وقتی که در چارچوب یک ترکیب خطی در کنار یکدیگر قرار می‌گیرند، روندهای موجود در این متغیرها اثر یکدیگر را خنثی کرده و زمینه را برای مانا شدن یکدیگر فراهم می‌کنند. به عبارت دیگر گویی این متغیرهای انباشته از درجه یکسانی، دارای طول موج یکسانی هستند که اثر یکدیگر را خنثی می‌کنند. برای مثال؛ ممکن است که متغیرهای X_t و Y_t به طور جداگانه نامانا باشند، اما اگر مرتبه انباشتگی آنها یکسان باشد و ترکیب خطی بین آنها به صورت $Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$ باشد، به طوری که این ترکیب خطی، مانا نیز باشد در آن صورت، این متغیرها هم انباشته خواهند بود. در ادبیات اقتصاد سنجی سری زمانی، رگرسیون $Y_t = \varepsilon X_t + \varepsilon_t$ به نام رگرسیون هم انباشتگی نامیده می‌شود. از جمله آزمون‌های مشهور جهت بررسی وجود هم انباشتگی بین متغیرها، آزمون رگرسیون هم انباشتگی دوربین - واتسون (CRDW) می‌باشد.^۱

بر اساس این آزمون، آماره دوربین - واتسون رگرسیون هم انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرد، فرضیه صفر آن است که فرایند اخلاص رگرسیون هم انباشتگی ناپایا است.

بر خلاف مواردی که در آنها آماره دوربین - واتسون برای بررسی خود همبستگی جملات اخلاص مورد استفاده قرار می‌گیرد و در آنها فرضیه صفر $d=2$ است، در اینجا فرضیه صفر برابر $d=0$ است.

$$H_0: d=0$$

یعنی:

$$H_1: d > 0$$

حال چنانچه فرضیه رد شود، در آن صورت نامانایی جزء اخلاص رگرسیون هم انباشتگی رد می‌شود و این یعنی مانا بودن جزء اخلاص که خود دال بر وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مورد نظر دارد.

در تحقیق حاضر، رگرسیون هم انباشتگی به قرار زیر است:

$$LRTI = 0.163LRIM + 0.148LRGDP + 4/11 \times 10^{-5} REX$$

$$D.W = 0.1898902$$

مقادیر بحرانی آزمون دوربین - واتسون رگرسیون هم انباشتگی (CRDW) به ازای سطوح معنی داری مختلف، به شرح جدول زیر است.

جدول شماره ۶- مقادیر بحرانی آزمون CRDW

سطح معنی دار بودن	کمیت بحرانی
۱٪	۰/۵۱۱
۵٪	۰/۳۸۶
۱۰٪	۰/۲۲۲

پس آماره دوربین - واتسون رگرسیون هم انباشتگی، به ازای تمامی سطوح معنی داری از مقادیر بحرانی آزمون CRDW بزرگتر است. بنابراین فرضیه صفر که حکایت از نامانایی جزء اخلاص رگرسیون هم انباشتگی دارد، رد می شود. به عبارت دیگر جزء اخلاص رگرسیون هم انباشتگی مانا است و این موضوع بر وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه یعنی، لگاریتم حق بیمه های دریافتی حمل و نقل کالا، لگاریتم واردات، لگاریتم تولید ناخالص داخلی و صادرات دلالت دارد. با اثبات وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، می توان از روش متداول حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد مدل استفاده کرد و همچنین می توان استنباط های آماری معمول را برای مدل برآورد شده معتبر دانست؛ هر چند هر یک از متغیرها به طور جداگانه و خارج از مدل نامانا باشند. در واقع، این نکته از مزایای مهم و اساسی هم انباشتگی است که در صورت وجود بین یک سری از متغیرها، موجب معتبر شدن روش های متداول اقتصادسنجی برای برآورد مدل بنا شده بر این متغیرها و نیز استنباط های آماری بر اساس مدل برآورد شده می گردد.

برآورد مدل

مدل مورد نظر جهت برآورد، دوباره یادآوری و ذکر می‌شود:

$$LRTI_t = \beta_1 LRIM_t + \beta_2 LRGDP_t + \beta_3 REX_t + \varepsilon_t$$

که در آن:

$LRTI$: لگاریتم حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا به قیمت واقعی

(میلیون ریال)

$LRGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (میلیارد ریال)

$LRIM$: لگاریتم واردات کالاها و خدمات به قیمت واقعی (میلیارد ریال)

REX : صادرات کالاها و خدمات به قیمت واقعی (میلیارد ریال)

ε_t : جزء اخلاص مدل با میانگین صفر واریانس ثابت است.

ارزش همه متغیرها بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹ می‌باشد.

چنانچه بیان شد، مزیت ارزشمند و قابل توجه هم انباشتگی این است که

استفاده از روش متداول در اقتصادسنجی برای برآورد، یعنی حداقل مربعات معمولی

(OLS)، و به دنبال آن، استنباط آماری بر اساس مدل برآورد شده به این صورت را

ممکن می‌سازد. بنابراین با اثبات وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل، می‌توان از

روش OLS جهت برآورد مدل استفاده کرد. برآورد مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews*

به شرح زیر است.

$$LRTI_t = \frac{0.63}{(3/652)} LRIM_t + \frac{0.483}{(3/369)} LRGDP_t + \frac{4/11 \times 10^{-5}}{(1/665)} REX_t$$

$$R^2 = 0.78 \quad \bar{R}^2 = 0.77$$

اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t هستند.

ضرایب مربوط به متغیرهای لگاریتم واردات کالاها و خدمات و لگاریتم تولید

ناخالص داخلی، در سطح اطمینان ۹۹ درصد معتبر هستند و ضریب مربوط به صادرات کالاها و خدمات در سطح اطمینان ۹۰ درصد معتبر است. بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که مدل فوق می‌تواند حدود ۷۸ درصد از تغییرات حق بیمه‌های دریافتی را توضیح دهد. تغییرات باقی‌مانده مربوط به عواملی است که در مدل در نظر گرفته نشده است. علامت ضرایب مدل نیز با نظریه حاکم بر مدل تطابق داشته و مطابق انتظار است. بیشترین ضریب از آن لگاریتم واردات کالاها و خدمات است. وقتی که شکل تابعی^۱ مدل لگاریتمی - لگاریتمی باشد؛ در آن صورت، ضریب متغیر توضیحی بیانگر کشش بین آن متغیر توضیحی و متغیر تابع است. بنابراین ضریب لگاریتم واردات در مدل برآورد شده بیانگر کشش بین واردات و حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا است. بدین معنی که بر اساس ضریب مذکور، در صورت ثبات سایر پارامترها و با تغییر یک درصد در واردات کالاها و خدمات، حق بیمه‌های دریافتی حمل و نقل کالا به اندازه ۶۳/۱ درصد تغییر خواهد کرد.

کتابنامه:

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. اداره حساب‌های اقتصادی. حساب‌های ملی ایران (۱۳۷۸-۱۳۳۸). ۱۳۸۰.
- ۲- بیمه مرکزی ایران. اداره بررسی‌های آماری. گزارش آماری صنعت بیمه کشور. سال‌های مختلف.
- ۳- بیمه مرکزی ایران. دفتر مطالعات و پژوهش‌های بیمه‌ای. تحولات بیمه‌های بازرگانی در ایران از آغاز تا سال ۱۳۷۰. ۱۳۷۲.
- ۴- رانو و میلر. اقتصادسنجی کاربردی. ترجمه حمید ابریشمی. تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی. ۱۳۷۰.
- ۵- نوفرستی، محمد. ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا. ۱۳۷۸.
- 6- Bamerjee, Anindya, Juan Dolado, John W. Galbraith and David F.Hendry. *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non Stationary Data*. Oxford: University Press, 1993.
- 7- Enders, Walter. *Applied Econometric*, John Wiley Sooms, 1995.
- 8- Gujarati. Damodar N. *Basic Econometric*. Mc Graw-Hill, 1995.