نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال نهم، شماره هفدهم، بهار و تابستان ۱۳۹۶

ارزیابی تأثیر ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات (با تأکید بر بیمه اعتبار صادراتی)

احمد گوگردچیان [۱]
زهره میرجابری [۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۹

چکیده

تمام انواع کسب و کار شامل عناصری از ریسک است، اما در تجارت بین‌الملل بعد جدیدی به آن اضافه می‌شود. تأخیر و یا عدم پرداخت وجه کالای صادراتی در اثر وجود دو نوع ریسک مهم در فضای تجارت بین‌الملل، ریسک سیاسی و ریسک بازرگانی است. هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی کشورهای واردکننده و همچنین تأثیر یارانه/مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی، بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات است. به همین منظور، از مجموعه داده‌های تابلویی مربوط به صادرات غیر نفتی ایران به ۳۰ کشور عمده هدف صادرات غیر نفتی و آمارهای ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی برگرفته از شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[۳] (ICRG) برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ استفاده شده است، تا از طریق برآورد یک الگوی جاذبه این ارزیابی صورت پذیرد. در برآورد الگو، از الگوریتم‌های ایستا و پویا استفاده شدکه الگوریتم ایستا خود شامل دو الگوی ایستا و موندلاک جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت است. الگوی ایستا با استفاده از رهیافت اثرات تصادفی و الگوی پویا با روش گشتاور تعمیم‌یافته‌ی سیستمی (SGMM) برآورد شد. بر اساس نتایج، ریسک سیاسی در بلندمدت بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته ولی ریسک بازرگانی هم از منظر شاخص ریسک اقتصادی و هم از منظر ریسک مالی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی داشته است. همچنین بررسی تأثیر سیاست بیمه اعتبار صادراتی نشان داد، دولت در این مدت سیاست مالیاتی اعمال کرده ولی اگر از این طریق به صادرکنندگان یارانه اعطا نموده بود، می‌توانست بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته باشد.

واژگان کلیدی: صادرات، ریسک سیاسی، ریسک بازرگانی، بیمه اعتبار صادراتی، الگوی جاذبه.

Keywords: Export, Political Risk, Commercial Risk, Export Credit Insurance, Gravity Model.

JEL Classification: F13, C33, G22.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان
[۲]. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان
(*- نویسنده مسئول: Email: zmirjaberi@yahoo.com)

DOI: http://dx.doi.org/10.29252/jep.9.17.119
[3]. International Country Risk Guide (ICRG)

۱- مقدمه

کاهش اتکای اقتصاد ملی به درآمدهای نفتی و دستیابی به استقلال اقتصادی از آرمان‌های بزرگ انقلاب اسلامی است. اما عملکرد صادرات غیر نفتی، با توجه به وابستگی شدید صادرات ایران به منابع عظیم نفت و گاز مطابق انتظارات نیست، به نحوی که بر اساس آمارهای سازمان توسعه تجارت ایران در سال ۱۳۹۱ صادرات غیر نفتی تنها ۶۴ درصد اهداف این سال را محقق نموده و این عدد برای سال ۱۳۹۲ به ۷۷ درصد رسیده است[۱]. بنابراین بررسی و رفع موانع موجود بر سر راه توسعه‌ی صادرات غیر نفتی ایران اهمیت ویژه‌ای دارد.

یکی از عوامل مؤثر بر عدم توسعه‌ی صادرات غیر نفتی کشور که کمتر مورد توجه قرار گرفته، وجود ریسک در بازارهای صادراتی و تأثیر آن بر فروش بنگاه‌های صادرکننده است. عدم پرداخت وجه کالای صادراتی که در فروش‌های اعتباری به آن ریسک اعتبار صادراتی اطلاق می‌شود، ناشی از وجود دو نوع ریسک مهم در فضای تجارت بین‌الملل است. ممکن است خریدار ورشکسته شود یا در پرداخت وجه ناتوان شده یا نخواهد در موعد سررسید پرداخت کند. این قبیل رخدادها در گروه ریسک بازرگانی[۲] قرار می‌گیرند. از طرف دیگر ممکن است اقداماتی نظیر خنثی‌سازی قرارداد، استرداد جواز واردات، جنگ، شورش و یا حوادث طبیعی در کشور واردکننده صورت گیرد که مانع عمل به مفاد قرارداد صادراتی می‌شود، اتفاقاتی نظیر این در گروه ریسک سیاسی[۳] قرار می‌گیرند (کلمان[۴]، ۲۰۱۳: ۱۱۰).

وجود این دو گروه ریسک می‌تواند تصمیمات صادرکنندگان را در انتخاب بازار هدف و حتی استراتژی فروش و بازاریابی تحت تأثیر قرار دهد، زیرا باعث می‌شود صادرکنندگان از توسعه‌ی سهم بازاری خود در بازارهای پرریسک، به ویژه استفاده از راهبرد فروش اعتباری خودداری کنند. بنابراین چنان‌چه بتوان از صادرکنندگان در مقابل ریسک‌های سیاسی و بازرگانی موجود در بازارهای خارجی محافظت کرد، امکان بیشتری برای فروش اعتباری ایجاد شده و همین موضوع با گسترش بازارهای صادراتی باعث افزایش صادرات کل کشور می‌شود. قراردادهای بیمه‌ای یکی از اصلی‌ترین روش‌های پوشش ریسک اعتبار صادراتی است. نهادهای بیمه‌گر اعتبار صادراتی،

---

[۱]. نمایه آماری سازمان توسعه تجارت ایران، بر اساس آمارهای کارشناسی نشده گمرک ج.ا.ا، سال های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲.

[2]. Commercial Risk

[3]. Political Risk

[4]. Coleman (2013)

صادرکنندگان را در مقابل گروهی از ریسک‌های سیاسی و بازرگانی محافظت می‌کنند که عموماً توسط شرکت‌های بیمه‌ای تجاری تحت پوشش قرار نمی‌گیرند. نهادهای عمومی بیمه اعتبار صادراتی معمولاً مبالغی را جهت پوشش زیان خود از دولت دریافت می‌کنند که پرداخت این مبالغ نوعی سیاست یارانه‌ای حمایت از صادرات شناخته می‌شود. چالش این سیاست در میزان و نوع تعامل دولت با این مؤسسات است که می‌تواند شکل یارانه‌ای و یا حتی مالیاتی داشته باشد.

این مطالعه درصدد ارزیابی تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی مربوط به کشورهای واردکننده و همچنین تأثیر یارانه بیمه‌ی اعتبار صادراتی که خود نوعی سیاست حمایتی جهت کنترل ریسک از جانب دولت محسوب می‌شود، بر صادرات غیر نفتی ایران است. اهمیت این بررسی از این منظر است که با تبیین نحوه‌ی تأثیر پذیری صادرات از این ریسک‌ها و یارانه بیمه اعتبار صادراتی می‌توان به نقش بیمه‌های اعتبار صادراتی به عنوان یکی از ابزارهای مدیریت ریسک و به طور ویژه به قابلیت استفاده از این ابزار توسط دولت در تشویق و تسهیل صادرات غیر نفتی پی برد. جامعه‌ی آماری این پژوهش عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات غیر نفتی ایران است، که از آمار و اطلاعات مرتبط برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۱ استفاده شده است. از بین کشورهای واردکننده کالاهای غیر نفتی ایران، ۳۰ کشور انتخاب شدند که هدف بیشترین ارزش صادرات غیر نفتی ایران در دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۴ بوده‌اند[۱]. این گروه کشورها در این مدت به طور میانگین بیش از ۸۱ درصد از ارزش دلاری صادرات غیر نفتی ایران را به خود اختصاص داده‌اند[۲].

در ادامه، بخش‌های مختلف این پژوهش به این ترتیب معرفی می‌شوند: در بخش ۲ پیشینه پژوهش، در بخش ۳ مبانی نظری پژوهش شامل معرفی انواع ریسک‌های اعتبار صادراتی، بیمه‌ی اعتبار صادراتی و چارچوب نظری پژوهش، و در بخش ۴ برآورد الگو و نتایج آن ارائه شده است. در نهایت در بخش ۵ نیز خلاصه و نتیجه‌گیری مطالعه بیان شده است.

---

[۱]. شامل کشورهای آذربایجان، ارمنستان، بلژیک، کانادا، چین، آلمان، اسپانیا، فرانسه، انگلستان، هنگ‌کنگ، اندونزی، هند، عراق، ایتالیا، ژاپن، کویت، هلند، عمان، پاکستان، فیلیپین، قطر، روسیه، عربستان سعودی، سنگاپور، سوریه، تایوان، ترکیه، امارات متحده عربی، ایالات متحده امریکا و ویتنام.

[۲]. یافته‌های پژوهش، بر اساس آمارهای اتاق بازرگانی ایران.

۲- پیشینه پژوهش

در میان مطالعات داخل کشور، آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ی خود به منظور بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین صادرات غیر نفتی با یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی، با استفاده از داده‌های سالانه‌ی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ و با بکارگیری رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به این سوال که آیا یارانه بیمه صادراتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری بر صادرات غیر نفتی کشور داشته است، پاسخ دادند. نتایج به دست آمده از این مطالعه، نشان داد که یارانه بیمه صادراتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر عرضه صادرات غیر نفتی دارد. کرباسی و حسنی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای مبتنی بر مقاله رینسترا و توروی[1] (۲۰۰۲)، ضمن بیان الگوی نظری آن مقاله به آزمون تجربی الگوی رگرسیونی آن در مورد ایران پرداختند. نتایج آنها در آزمون تجربی تأثیر درجه‌ی اعتباری کشورهای واردکننده بر صادرات محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی ایران نشان داد که این ارتباط برای هر دو گروه کالایی مثبت و معنادار است، اما بزرگی آن برای این دو گروه متفاوت است. استخر و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در ایران در دوره‌ی ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۴ و با استفاده از رهیافت ARDL پرداختند. آنها با برآورد یک تابع عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی نشان دادند که یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی دارد.

در کشورهایی که از بیمه‌ی اعتبار به طور گسترده‌ای استفاده می‌شود نیز مطالعاتی تجربی صورت گرفته است. فان در فر[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ی خود به بررسی ارتباط بیمه‌ی اعتبار صادراتی خصوصی و صادرات پرداخت. او با استفاده از مجموعه داده‌های بیمه‌ی اعتبار خصوصی و صادرات، مربوط به ۲۵ کشور صادرکننده به ۱۸۳ کشور مقصد و با بکارگیری یک الگوی جاذبه تأثیر مثبت بیمه‌ی اعتبار صادراتی خصوصی را بر صادرات نشان داد. بالتنسپرگر و هرگر[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ی خود بر اساس یک الگوی جاذبه که به آن احتمال نکول پرداخت‌های بین المللی هم اضافه شده، با برآوردی از اندازه‌ی تجربی پارامترهای مختلف سیاست بیمه‌ای، جریان صادرات

---

1. Rienstra-Munnicha & Turvey (2002)
2. Van der Veer (2014)
3. Baltensperger & Herger (2009)

کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[1] بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۵ را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که حتی با وجود طرح‌های بیمه‌ی صادراتی عمومی، ریسک نکول، از صادرات به کشورهایی که از سطوح بالای ناپایداری سیاسی و بازرگانی رنج می‌برند ممانعت می‌کند.

موزر و همکاران[2] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ی خود با وارد کردن ریسک سیاسی در الگوی خود، نشان دادند که ریسک سیاسی کشور واردکننده اثری منفی و معنادار بر صادرات آلمان داشته است در حالی که ضمانت‌های اعتبار صادراتی اثری مثبت و معنادار بر صادرات دارد و ورود ریسک سیاسی تنها اندکی از تأثیر ضمانت‌نامه‌ها بر صادرات می‌کاهد. ایگر و یورل[3] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا واقعاً ضمانت‌نامه‌های اعتبار صادراتی عمومی می‌توانند افزایش صادرات قابل ملاحظه‌ای ایجاد کنند و آیا ساختار منطقه‌ای و یا ساختار صنعتی تجارت خارجی را تغییر می‌دهند؟ آنها این موضوع را از طریق برآورد یک الگوی جاذبه برای داده‌های صادراتی آزمون کرده و نشان دادند که اثر آنها در کوتاه‌مدت مهم ولی اندک بوده است و در بلندمدت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر صادرات داشته‌اند. رینسترا و توروی (۲۰۰۲) در مطالعه‌ی خود اقدام به برآورد تجربی تأثیر درجه اعتباری کشورهای واردکننده (که از طریق شاخص یورومانی[4] اندازه‌گیری شده) بر صادرات سرانه‌ی محصولات کشاورزی و کارخانه‌ای کشورهای مورد مطالعه کردند. نتایج مطالعه نشان داد که ارتباط میان درجه‌ی اعتبار و صادرات هر دو نوع محصول مثبت و معنادار است، که این یعنی ریسک بازپرداخت‌ها یک عامل تعیین‌کننده در امر صادرات است.

در مجموع، امتیاز پژوهش حاضر نسبت به مطالعات داخلی، این است که مطالعات صورت گرفته در مورد اثر ریسک بر صادرات غیر نفتی ایران بسیار محدود است و پژوهش حاضر برای نخستین بار به بررسی همزمان تأثیر یارانه بیمه اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران می‌پردازد. همچنین مزیت آن بر مطالعات خارجی هم در این است که تا به حال در مطالعات این حوزه، از شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG) برای بررسی تأثیر ریسک بر تجارت بین‌الملل استفاده نشده و از همین رو، تأثیر ریسک‌های سیاسی و بازرگانی به تفکیک مورد ارزیابی قرار نگرفته‌اند.

---

1. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
2. Moser (2008)
3. Egger & Url (2006)
4. Euromoney

۳- مبانی نظری پژوهش

فروش‌های اعتباری در معرض گروهی از ریسک، به نام ریسک اعتبار صادراتی[1] قرار دارند که به طور کلی به صورت احتمال عدم پرداخت یا تأخیر در پرداخت وجه کالای صادر شده تعریف می‌شود.

پژوهشگران این ریسک را به دو گروه ریسک‌های بازرگانی/خریدار و کشوری/سیاسی طبقه‌بندی کرده‌اند. منابع مطالعاتی، تعاریف مختلفی از ریسک سیاسی را ارائه داده‌اند، به عنوان نمونه: «ریسک سیاسی اقداماتی از طرف دولت کشور هدف است که باعث عدم پرداخت یک قرارداد صادراتی می‌شود» (موزر و همکاران، ۲۰۰۸: ۴) و همچنین «احتمال وقوع برخی وقایع سیاسی که چشم‌انداز سودآوری یک سرمایه‌گذاری داده شده را تغییر می‌دهد» (وست[2]،۱۹۹۶: ۶). بنابراین می‌توان گفت در مورد نقش دولت کشور خریدار در میزان و اهمیت ریسک سیاسی اتفاق نظر وجود دارد. در مورد ریسک بازرگانی، اغلب مطالعات آن را مربوط به اقدامات انفرادی بنگاه واردکننده یعنی اعسار یا نکول در پرداخت و یا عدم پذیرش کالا از طرف وی می‌دانند (گرات[3]، ۲۰۰۸: ۱۸؛ کلمان، ۲۰۱۳: ۱۱۰ و موزر و همکاران، ۲۰۰۸: ۴). با این وجود به سختی می‌توان ریسک بازرگانی و سیاسی را تفکیک نمود، زیرا تصمیمات سیاسی یا سایر فعالیت‌های مقامات داخلی، شرکت‌ها و توانایی آنها را در ایفای تعهدات قرارداد متأثر می‌کند (گرات، ۲۰۰۸: ۲۲ و دلبریج و جوزف[4]، ۱۹۹۲: ۱۲). بنابراین، می‌توان دو گروه عمده‌ی ریسک را در ارتباط با صادرات به کشورهای خارجی تشخیص داد؛ ریسک سیاسی که عمدتاً مربوط به عوامل و زمینه‌های حاکمیتی و کلان کشور هدف است و ریسک بازرگانی که گرچه به رفتار انفرادی بنگاه‌های واردکننده مربوط می‌شود ولی می‌توان منشأ آن را در شاخص‌های اقتصاد کلان کشورهای هدف یافت.

۳-۱- بیمه‌ی اعتبار صادراتی

هدف از بیمه‌ی اعتبار صادراتی حفاظت از صادرکنندگان کالاها یا خدماتی است که محصول خود را در شرایط اعتباری به فروش می‌رسانند. صادرکننده در مقابل زیان‌های ناشی از دامنه‌ی

---

1. Export Credit Risk
2. West (1996)
3. Grath (2008)
4. Delbridge and Joseph (1992)

گسترده‌ای از ریسک‌ها بیمه می‌شود که به طور کلی همان ریسک‌های بازرگانی و سیاسی هستند، این در حالی است که بسیاری از بیمه‌گران اعتبار داخلی تنها پوشش ریسک‌های بازرگانی را ارائه می‌دهند (دلبریج و جوزف، ۱۹۹۲: ۲).

یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی، به این صورت تعریف می‌شود «وقتی دولت طرح بیمه‌ی صادراتی را پشتیبانی یا سازماندهی می‌کند، هزینه‌ای که بنگاه صرفه‌جویی می‌کند معادل است با تفاوت بین اهدایی واقعی به بیمه و حق بیمه‌ای که در بازار خصوصی پرداخت می‌شود» (آبراهام[1]، ۱۹۹۰: ۲۷). یارانه‌های بیمه‌ی صادراتی در واقع زیان مؤسسات بیمه‌ی اعتبار صادراتی را پوشش می‌دهند (آبراهام و دویت[2]، ۲۰۰۰: ۹). نکته‌ای که باید به آن توجه شود این است که یارانه‌ها عبارتند از زیان‌های "عمدی" که به صورت خالص در صورت‌حساب‌های منتشره توسط مؤسسات بیمه اعتبار صادراتی منعکس می‌شوند. بنابراین، زیان‌های غیر عمدی یارانه محسوب نمی‌شوند، زیرا این گونه زیان‌ها در بلندمدت یکدیگر را خنثی می‌کنند (خرمی، ۱۳۸۰: ۵۷). از این رو، به منظور ارائه‌ی بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی نهادهایی وجود دارند که رسماً از طرف دولت‌ها حمایت می‌شوند. در ایران صندوق ضمانت صادرات ایران، متولی ارائه‌ی بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی است.

۳-۲- چهارچوب نظری پژوهش

از نظر تئوریک مطالعات متعددی در رابطه با نحوه‌ی اثرگذاری ریسک نکول یا به طور کلی ریسک درآمد و همچنین تأثیر نحوه‌ی برخورد بنگاه با این ریسک، بر تولید و صادرات بنگاه‌ها وجود دارد. اغلب این مطالعات با استفاده از تئوری مطلوبیت مورد انتظار[3] که توسط فان نیومن و مورگنسترن[4] پایه‌گذاری شده است نشان می‌دهند که وجود عدم اطمینان در بازارهای خارجی و به طور خاص ریسک نکول بنگاه خریدار، باعث کاهش تولید بنگاه‌های صادرکننده می‌شود (فوناتسو[5]، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران[6]، ۱۹۹۶؛ وانگ[7]، ۱۹۹۹؛ دویت و لاندایو[8]، ۱۹۹۶؛ دویت[9]، ۱۹۹۶ و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲).

---

1. Abraham (1990)
2. Abraham and Dewit (2000)
3. Expected Utility Theory
4. Von Neumann–Morgenstern
5. Funatsu (1986)
6. Ford (1996)
7. Wong (1999)
8. Dewit and Landau (1996)
9. Dewit (1996)

همچنین برخی از مطالعات نشان می‌دهند که بیمه‌های اعتبار صادراتی قادر است با تغییر رفتار بنگاه از ریسک‌گریز به ریسک خنثی باعث افزایش صادرات بنگاه صادرکننده شود (فوناتسو، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران، ۱۹۹۶؛ دویت و لاندایو، ۱۹۹۶؛ دویت، ۱۹۹۶ و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲)[۱]. علاوه بر این، اعطای یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی در قالب کاهش حق بیمه‌ها قادر است تحت شرایط به خصوصی باعث تشویق صادرکنندگان و در نتیجه افزایش صادرات شود (فوناتسو، ۱۹۸۶؛ فورد و همکاران، ۱۹۹۶؛ دویت و لاندایو، ۱۹۹۶و رینسترا و توروی، ۲۰۰۲).

به منظور بررسی نحوه‌ی تأثیرپذیری صادرات بنگاه از ریسک نکول در بازارهای هدف، به پیروی از دویت و لاندایو (۱۹۹۶) می‌توان یک بنگاه داخلی ریسک‌گریز i را که به کشور j کالا صادر می‌کند و با ریسک نکول مواجه است در نظر گرفت. رفتار این بنگاه صادرکننده را می‌توان در شرایط وجود ریسک نکول یا به طور کلی ریسک درآمد به پیروی از دویت (۱۹۹۶)، دویت و لاندایو (۱۹۹۶) و آبراهام و دویت (۲۰۰۰) در یک چارچوب دو مرحله‌ای بررسی نمود. در مرحله‌ی اول حق بیمه‌ی سیاست بیمه‌ای و سقف پوشش بیمه توسط نهاد بیمه‌گر تعیین می‌شود و در مرحله‌ی دوم بنگاه ریسک‌گریز نمونه، به اتخاذ تصمیم درمورد بازار صادراتی خارجی خود می‌پردازد، اما تحلیل از مرحله‌ی دوم شروع می‌شود.

اگر به منظور ترویج صادرات بنگاه i به بازارهای پرریسک j (که بیمه‌گران خصوصی از پوشش ریسک آن خودداری می‌کنند)، نهاد بیمه‌گر به نیابت از دولت در هنگام وقوع خسارت مقدار γ_{ij} را در قبال دریافت حق بیمه‌ی r_{ij} به ازای هر واحد پولی بیمه شده، جبران کند و ساکنان کشور مقصد، j، با احتمال برونزای λ_j ورشکسته شوند، با درنظر گرفتن درآمد $R(x_{ij})$ حاصل از صدور مقدار x_{ij} کالا به بازار j، سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده i عبارت است از:

$$E(\pi_{ij}) = (1-\lambda_j)R(x_{ij}) + (\lambda_j\gamma_{ij} - r_{ij})R(x_{ij}) - c_i\tau_{ij}x_{ij} \qquad (۱)$$

به نحوی که $\tau_{ij} \geq 1$ موانع تجاری طبیعی و مصنوعی است که به هزینه‌ی نهایی تولید c_i اضافه می‌شود و بنابراین به صورت مضربی بزرگ‌تر از یک خواهد بود (بالتنسپرگر و هرگر، ۲۰۰۹: ۴). به منظور تصریح رابطه‌ی کلی فوق، تابع سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده به روش میانگین-

[۱]. البته مطالعات مختلف این موضوع را برای شرایط متفاوتی اثبات می‌کنند، به عنوان نمونه فورد و همکاران (۱۹۹۶) آن را مشروط به وجود نرخ حق بیمه‌ی کاهنده نسبت به سطح پوشش می‌دانند، دویت و لاندایو (۱۹۹۶) شرط آن را وجود تقارن اطلاعات دانسته و دویت (۱۹۹۶) معتقد است با پوشش کامل و حق بیمه‌ی منصفانه این نتیجه برقرار است.

واریانس[1] فرمول‌بندی می‌شود[2]. بر این اساس حداکثر سود مورد انتظار بنگاه صادرکننده‌ی ریسک‌گریز i عبارت است از:

$$Max\ EV_{ij} = E\pi_{ij} - \frac{\beta}{2} Var\pi_{ij} \qquad (۲)$$

که در آن EV_{ij} تابع سود مورد انتظار معادل[3] بنگاه است.

همچنین در معادله‌ی (۲)، β ضریب (ثابت) ریسک‌گریزی مطلق بنگاه است. در این حالت، با فرض این که حق بیمه‌ی پرداختی متغیر و مضربی از سطح پوشش بیمه‌ای خریداری شده است، سود مورد انتظار و واریانس سود به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$E(\pi_{ij}) = (1 - E\lambda_j)P_{ij}x_{ij} + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\ P_{ij}x_{ij} - \frac{1}{2}x_{ij}^2 \qquad (۳\text{-الف})$$

$$Var\pi_{ij} = (1 - \gamma_{ij})(P_{ij}x_{ij})^2 V_j^2 \qquad (۳\text{-ب})$$

P_{ij} قیمت نهایی در بازار j و x_{ij} حجم صادرات به آن مقصد است. قسمت آخر رابطه‌ی (۳-الف) هم تابع هزینه‌ی تولید است که به منظور جلوگیری از دستیابی به پاسخ نامعین، فرض می‌شود هزینه‌ی نهایی فزاینده است.

ریسک نکول که توسط λ_j اندازه‌گیری می‌شود هم یک متغیر تصادفی با میانگین $E\lambda_j$ و واریانس V_j^2 است به نحوی که $prob\{\lambda_j < 0\} = prob\{\lambda_j > 1\} = 0$ (دویت، ۱۹۹۶).

با جایگذاری روابط (۳-الف) و (۳-ب) در رابطه‌ی (۲) و بر اساس شرط مرتبه اول داریم:

$$\frac{\partial EV_{ij}}{\partial x_{ij}} = (1 - E\lambda_j)P_{ij} + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\ P_{ij} - x_{ij} - \beta(1 - \gamma_{ij})^2 {P_{ij}}^2 x_{ij} V_j^2 = 0 \qquad (۴)$$

که بر اساس آن مقدار بهینه‌ی تولید بنگاه بیمه شده به صورت رابطه (۵) است:

$$x_{ij} = P_{ij}\frac{1 - E\lambda_j + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}}{1 + \beta(1 - \gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2} \qquad (۵)$$

---

[1]. Mean-Variance Approach

[2]. به این ترتیب که پس از بسط تیلور تابع سود حول نقطه‌ی میانگین، با تبدیل خطی مثبت جملات مربوط به مشتقات دوم و پایین‌تر، معادل تابع سود مورد انتظار به دست می‌آید.

[3]. Equivalent Expected Profit Function

در رابطه‌ی اخیر به وضوح ویژگی‌های توزیع نکول $(E\lambda_j, V_j^2)$ و درجه‌ی ریسک‌گریزی بنگاه (β) و عناصر قرارداد بیمه (γ_{ij}, r_{ij}) در تصمیمات صادراتی بنگاه تأثیرگذار هستند (دویت، ۱۹۹۶: ۵). همان‌طور که از طریق علامت مشتق‌ها، روابط (۶-الف) و (۶-ب)، مشاهده می‌شود مقدار صادرات بنگاه با افزایش درجه‌ی ریسک‌گریزی و همچنین افزایش میانگین ریسک کاهش می‌یابد و این یعنی صادرات بنگاه به بازارهای پرریسک کمتر از صادراتشان به بازارهایی با درجه‌ی ریسک نکول پائین‌تر است. مهم‌تر اینکه، وقتی حق بیمه کمتر از مقدار عادلانه است با کاهش مقدار پوشش، میزان صادرات هم کاهش می‌یابد $(r_{ij} \leq E\lambda_j$ اگر $\frac{dx_{ij}}{dr_{ij}} > 0)$؛ پس هرچه سقف پوشش نهاد بیمه‌گر بالا رود مقدار تولید و صادرات بنگاه صادرکننده افزایش می‌یابد.

(۶- الف)

$$\frac{\partial x_{ij}}{\partial \gamma_{ij}} = P_{ij}\left\{\frac{(E\lambda_j - r_{ij})\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right) - \left[(-\beta){P_{ij}}^2 V_j^2\right]\left[1 - E\lambda_j + (E\lambda_j - r_{ij})\gamma_{ij}\right]}{\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right)^2}\right\} > 0$$

$$\frac{\partial x_{ij}}{\partial r_{ij}} = \frac{P_{ij}(-\gamma_{ij})\left(1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2\right)}{1+\beta(1-\gamma_{ij}){P_{ij}}^2 V_j^2} < 0 \qquad (۶\text{- ب})$$

از طرف دیگر با کاهش حق بیمه میزان تولید بنگاه زیاد می‌شود $(\frac{dx_{ij}}{d\gamma_{ij}} < 0$ اگر $\gamma_{ij} > 0)$. این موضوع نشان می‌دهد چنان‌چه دولت در قالب سیاست‌های حمایت از صادرات غیر نفتی اقدام به اهدای یارانه به مؤسسات بیمه‌گر صادراتی نماید، به طرزی که منجر به کاهش حق بیمه‌ی پرداختی توسط بنگاه‌های صادرکننده شود، این سیاست به افزایش تولید و صادرات بنگاه منجر خواهد شد. در چنین برنامه‌هایی زمانی یارانه اهدا شده است که $s_{ij}(\gamma_{ij}, r_{ij}) = \lambda_j \gamma_{ij} - r_{ij} \geq 0$ به‌صورت $\frac{\partial s}{\partial \gamma} > 0$, $\frac{\partial s}{\partial r} < 0$ باشد، یعنی بنگاه i به میزان کمتر از حمایت دریافت شده از جانب نهاد بیمه‌گر حق بیمه پرداخت کرده باشد یا به عبارت دیگر نهاد بیمه‌گر حق بیمه‌ای کمتر از حق بیمه‌ی منصفانه وضع کرده باشد. یعنی:

$$\pi_{ECA} = \rho_{ij} + r_{ij} - \lambda_j \overline{\gamma_{ij}} = \rho_{ij} - s_{ij}(\gamma_{ij}, r_{ij}) \qquad (۷)$$

که در آن π_{ECA} سود نهاد بیمه‌گر اعتباری رسمی و $\overline{\gamma_{ij}}$ سقف پوشش ارائه شده توسط آن است. بنابراین، به طورکلی می‌توان گفت که مقدار صادرات بنگاه صادرکننده i در شرایط وجود ریسک نکول به مقصد j، علاوه بر متغیرهای معمول اثرگذار بر تولید و فروش بنگاه‌های تولیدکننده، از

ریسک موجود در بازار هدف به صورت منفی، از سقف پوشش بیمه‌ای به طور مثبت و از حق بیمه پرداختی به صورت منفی و در نتیجه از یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی به صورت مثبت تبعیت می‌کند، یعنی:

$$x_{ij} = f\left(\bar{\lambda_j}, \overbrace{s_{ij}(\overline{\gamma_{ij}}, r_{ij})}^{+}, \dots\right)$$

با توجه به ماهیت ریسک‌های صادراتی و آنچه تاکنون پیرامون نحوه‌ی اثرگذاری آنها بر صادرات کشورها ارائه شده، می‌توان این ریسک‌ها را نوعی هزینه‌ی تجاری دانست که در صادرات به کشورهای پرریسک به صادرکنندگان تحمیل می‌شود. ابزار اصلی در پیوند موانع تجاری به میزان تجارت الگوی جاذبه است، زیرا مجموعه‌ای از ادبیات جاذبه، این الگو را به منظور ایجاد تمایز میان تئوری‌های تعیین تجارت، فارغ از هزینه‌های تجاری استفاده می‌کنند (اندرسون و فان وینکوپ[1]، ۲۰۰۴: ۲۱).

بر همین اساس، الگوی ایستای پژوهش به پیروی از بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) به منظور بررسی تأثیر ریسک‌های بازار هدف صادرات و یارانه‌های بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران با استفاده از داده‌های تابلویی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$ln(X_{ij,t}) = B_1\, ln(Y_{i,t}Y_{j,t}) + B_2\, ln(\tau_{ij,t}) + B_3\, ln(\lambda_{j,t}) + B_4\, ln(\gamma_{j,t}) + B_5\, ln\, s(r,\rho) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \qquad (۸)$$

به نحوی که در آن متغیرها به دو گروه متغیرهای کنترل و بیمه‌ی صادراتی تقسیم می‌شوند. متغیرهای کنترل شامل اندازه‌ی اقتصاد است که توسط حاصلضرب GDPها اندازه‌گیری می‌شود. $\tau_{ij,t}$ محدودیت‌های طبیعی و مصنوعی تجاری است که خود را در قالب هزینه‌های تجاری نشان داده و معمولاً در معادلات جاذبه از فاصله‌ی بین کشورها برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود. متغیرهای بیمه‌ی صادراتی عبارتند از ریسک‌های پرداخت در صادرات (λ)، میزان خسارات نهاد بیمه‌گر (ρ) و حداکثر درصد «پوشش» قابل بیمه (γ) که توسط طرح‌های دولتی و از طریق یارانه‌ی

[1]. Anderson and Van Wincoop

بیمه‌ی اعتبار صادراتی S پشتیبانی می‌شود. به منظور اندازه‌گیری اجزای مشاهده نشده، در انتهای رابطه (۸)، α_{ij} اثرات ویژه کشور و $\varepsilon_{ij,t}$ جزء اخلال رگرسیون قرار داده شده است.

در مورد متغیر ریسک در الگوی (۸)، طبق تعاریف ارائه شده از دو گروه ریسک‌های اعتبار صادراتی و ارتباط آنها با ریسک‌های کلان می‌توان هر دوگروه ریسک بازرگانی ـ خریدار و کشوری ـ سیاسی را با شاخص‌های ریسک کلان مورد بررسی قرار داد. از این رو، در مطالعه‌ی حاضر از معکوس شاخص‌های راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[1] (ICRG) که توسط گروه خدمات ریسک سیاسی[2] (PRS) به صورت سالانه تهیه و ارائه می‌شود، در ارزیابی تأثیر ریسک اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران استفاده شده است. شاخص ICRG متشکل از سه شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی و یک شاخص ریسک ترکیبی است که هر کدام از مؤلفه‌های متعددی تشکیل شده‌اند. نحوه‌ی امتیازدهی به گونه‌ای است که مجموع حداکثر امتیاز تمام مؤلفه‌ها ۱۰۰ و امتیاز بالاتر نشان‌گر ریسک کمتر می‌باشد.

۴- برآورد الگو و نتایج

یارانه‌ی بیمه اعتبار صادراتی در پژوهش حاضر، بر پایه‌ی روش گذشته‌نگر[3]، به پیروی از مطالعه‌ی بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) به صورت رابطه (۹) محاسبه می‌شود. این روش اندازه‌گیری به دلیل نسبی بودن، شاخصی را ارائه می‌دهد که فاقد واحد اندازه‌گیری است و در عین حال مستلزم اطلاعات غیر قابل دسترس در ایران (ارزش صادرات جدیداً بیمه شده) نمی‌باشد:

$$s(r,\rho)=\frac{\rho}{d+r} \qquad (۹)$$

که در آن ρ میزان خسارات نهاد بیمه‌گر، r مجموع حق بیمه‌ی دریافتی و d ارزش‌های بازیافت شده توسط نهاد بیمه‌گر اعتبار صادراتی است. به نحوی که اگر حاصل رابطه‌ی (۹) بزرگتر از یک باشد، یعنی آنچه عملاً از صادرکننده دریافت شده کمتر از آن چیزی است که برای رسیدن به نقطه‌ی سربه‌سر بیمه‌گر لازم بوده و به معنای اعطای یارانه از جانب دولت به نهاد بیمه‌گر است و اگر حاصل این عبارت کوچکتر از یک باشد، به این معناست که نهاد بیمه‌گر بیش از حق بیمه‌ی

[1]. International Country Risk Guide (ICRG)
[2]. Political Risk Services (PRS)
[3]. Ex-Post

عادلانه که خسارات احتمالی را پوشش می‌دهد از صادرکنندگان دریافت کرده و مازاد را به عنوان مالیات به دولت پرداخت نموده است.

رابطه‌ی جاذبه (۸) هم به دو صورت مورد برآورد قرار می‌گیرد، یکبار شاخص‌های ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی به طور مجزا درون الگو وارد می‌شوند و بار دیگر الگو تنها با شاخص ریسک ترکیبی مورد برآورد قرار می‌گیرد. بنابراین رابطه‌ی (۸) به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

(۸-الف)

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t}$$

(۸-ب)

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Cri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t}$$

که در آن $\ln(Irex_{j,t})$ لگاریتم طبیعی صادرات غیر نفتی ایران به کشور j در سال t (بر حسب دلار)، $\ln(Mgdp_{ij,t})$ لگاریتم حاصلضرب GDP واقعی کشور ایران و هر کدام از شرکای تجاری j در سال t (بر حسب دلار ثابت سال ۲۰۰۰)، $\ln(Dis_j)$ لگاریتم فاصله‌ی کشور j از ایران، $\ln(Sub_t)$ لگاریتم یارانه (مالیات) بیمه‌ی اعتبار صادراتی ایران در سال t و $\ln(Pri_{j,t})$، $\ln(Eri_{j,t})$، $\ln(Fri_{j,t})$ و $\ln(Cri_{j,t})$ به ترتیب لگاریتم شاخص‌های ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی و شاخص ریسک ترکیبی مربوط به کشور j در سال t است. در نهایت α_{ij} هم اثرات انفرادی ثابت در طول زمان و $\varepsilon_{ij,t}$ جزء اخلال رگرسیون است.

بررسی دقیق تأثیر شاخص‌های مختلف ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی بر صادرات غیر نفتی، مستلزم تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت این متغیرهاست. به همین منظور در پژوهش حاضر از تصریح موندلاک[1] (۱۹۷۸) که توسط ایگر و یورل (۲۰۰۶) و موزر وهمکاران (۲۰۰۸) و ایگر و پفافرمایر[2] (۲۰۰۴) جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در مورد داده‌های تابلویی به کار گرفته شده، استفاده خواهد شد. تصریح موندلاک که برای اندازه‌گیری اثرات کوتاه‌مدت و

1. Mundlak (1978)
2. Egger and Pfafermayr (2004)

بلندمدت متغیرها مفید است با وارد کردن میانگین زمانی هر متغیری که در طول زمان تغییر می‌کند شکل می‌گیرد. ضریب هر متغیر تخمینی از اثر کوتاه‌مدت، و ضریب میانگین زمانی هر یک از متغیرها تأثیر بلندمدت را به دست می‌دهد. بنابراین با وارد کردن میانگین زمانی متغیرهایی که در طول زمان تغییر می‌کنند، تصریح موندلاک از رابطه‌ی (۸) جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت رابطه (۱۰) ارائه می‌شود:

$$ln(X_{ij,t}) = c + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \gamma_1 ln(Mgdp_{ij.}) + \gamma_2 ln(Pri_{j.}) + \gamma_3 ln(Eri_{j.}) + \gamma_4 ln(Fri_{j.}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (۱۰)$$

که در آن میانگین زمانی متغیر حاصلضرب GDPها با نماد $ln(Mgdp_{ij.})$ و نیز متغیر میانگین زمانی شاخص‌های ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی به ترتیب با $ln(Pri_{j.})$، $ln(Eri_{j.})$ و $ln(Fri_{j.})$ گنجانده شده است. ضرایب β اثرات کوتاه‌مدت و ضرایب γ هم اثرات بلندمدت متغیرهای مذبور را بر صادرات غیر نفتی ایران نمایش خواهند داد. این الگو نیز بار دیگر و با استفاده از شاخص ریسک ترکیبی با وارد نمودن متغیرهای $ln(Cri_{j,t})$ برای سنجش اثر کوتاه‌مدت و $ln(Cri_{j.})$ برای اندازه‌گیری اثر بلندمدت برآورد خواهد شد.

تحلیل رگرسیونی که تا به حال معرفی شد با دو چالش روبروست، اول این‌که فرایند ایجاد داده‌ها به طور بالقوه پویاست، بنابراین هم تخمین‌های اثر کوتاه‌مدت و هم اثر بلندمدت تورش‌دار خواهند بود. دوم، تصریح ارائه شده ممکن است دچار مشکل درون‌زایی شده باشد که باعث تورش و ناسازگاری ضرایب می‌شود. برای برخورد با هردوی این مباحث تصریح پویایی از الگوی جاذبه برآورد خواهد شد (موزر و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۵).

الگوی پویا با ورود متغیر وابسته‌ی وقفه‌دار در بین متغیرهای توضیحی مشخص می‌شود، یعنی:

$$\ln(Irex_{j,t}) = c + \rho \ln(Irex_{j,t-1}) + \beta_1 \ln(Mgdp_{ij,t}) + \beta_2 \ln(Dis_j) + \beta_3 \ln(Sub_t) + \beta_4 ln(\gamma_{j,t}) + \beta_5 \ln(Pri_{j,t}) + \beta_6 \ln(Eri_{j,t}) + \beta_7 \ln(Fri_{j,t}) + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (۱۱)$$

که در آن $ln(Irex_{j,t-1})$ لگاریتم ارزش صادرات غیر نفتی ایران با یک دوره وقفه است که یک بار هم با شاخص ریسک ترکیبی مورد برآورد قرار خواهد گرفت.

۴-۱- برآورد الگو

به منظور برآورد الگوهای معرفی شده، ابتدا یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی با استفاده از داده‌های استخراج شده از گزارشات سالانه‌ی صندوق ضمانت صادرات ایران برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ و با کارگیری رابطه‌ی (۹) اندازه‌گیری و مشاهده شده که تنها در سال ۱۳۹۰ مقدار شاخص مثبت است، جدول (۱). یعنی تنها در همین سال از طرف دولت یارانه پرداخت شده بوده و در مابقی سال‌ها مقدار شاخص منفی است، به عبارت دیگر، نهاد بیمه‌گر در این سال‌ها بیش از حق‌بیمه‌ی عادلانه که خسارات احتمالی را پوشش می‌دهد از صادرکنندگان دریافت کرده و مازاد را به عنوان مالیات به دولت پرداخت کرده است. از طرفی همان‌طور که گفته شد، عدم تطبیق و توازن مبلغ خسارت‌ها با مبلغ حق بیمه‌ها در کوتاه‌مدت ممکن است ناشی از سیاست پرداخت یارانه‌ها نباشد، بلکه به علت خطاهای انتظاری ناشی از شوک و یا شوک‌های غیر منتظره باشد. بنابراین، می‌توان سیاست کلی دولت را در قبال بیمه‌های اعتبار صادراتی برای دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۴ سیاست مالیاتی دانست.

جدول ۱: یارانه/مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی

سال	نرخ معادل یارانه (Sub)	لگاریتم نرخ معادل یارانه ($ln(Sub_t)$)
۱۳۸۴	۰/۲۱۹۶	-۱/۵۱۶۰
۱۳۸۵	۰/۱۷۴۸	-۱/۷۴۴۰
۱۳۸۶	۰/۰۰۰۷	-۷/۲۳۷۸
۱۳۸۷	۰/۷۹۱۳	-۰/۲۳۴۱
۱۳۸۸	۰/۱۵۹۱	-۱/۸۳۸۳
۱۳۸۹	۰/۱۳۵۶	-۱/۹۹۸۸
۱۳۹۰	۱/۰۵۶۵	۰/۰۵۴۹
۱۳۹۱	۰/۳۹۸۵	-۰/۹۱۹۹

منبع: محاسبات پژوهش

در ادامه مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد[1] برای داده‌های تابلویی بررسی شد که با توجه به نامتوازن بودن داده‌های برخی از متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون فیشر[2] که برای داده‌های تابلویی نامتوازن نیز قابل بکارگیری است استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که تمام متغیرهای مورد استفاده مانا بوده‌اند، جدول (۲).

---

1. Unit Root Test
2. Fischer

جدول ۲: نتیجه‌ی آزمون مانایی متغیرهای الگو به روش فیشر

نماد متغیر	آمارهZ نرمال معکوس	احتمال	وضعیت	درجه‌ی هم‌انباشتگی
Irex	۱۴۴/۸۱۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Mgdp	۱۵۵/۲۳۰	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Sub	-۱۱/۳۰۱	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Pri	-۴/۵۰۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Eri	-۷/۴۴۱	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Fri	-۶/۱۶۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)
Cri	-۵/۲۰۲	۰/۰۰۰۰	مانا	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

به طور کلی، برآورد الگوهای مبتنی بر داده‌های تابلویی به دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی امکان‌پذیر است. در این زمینه آزمون‌های تشخیصی[1] در تمام الگوها نشان داد که طبق آزمون‌های لیمر و بروش-پاگان[2] (BP) روش حداقل مربعات معمولی ترکیب شده[3] رد شده و طبق آزمون هاسمن[4] روش اثرات ثابت بر روش اثرات تصادفی ترجیح دارد، با این وجود از آنجایی که الگوی مورد استفاده دارای متغیر ثابت در طول زمان (فاصله‌ی کشورها) است و کشورهای انتخاب شده در الگو، نمونه‌ای از کلیه‌ی طرف‌های تجاری ایران هستند، رهیافت اثرات تصادفی قابلیت کاربرد دارد (گجراتی، ۱۳۹۰، ج ۲: ۱۱۶۰ و وولدریج[5]، ۲۰۰۲: ۲۵۲). نتایج آزمون‌های نسبت درستنمایی[6] (LR) و وولدریج هم نشان داد که مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در الگوها وجود دارد که به منظور رفع این مشکل، در برآورد الگو از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته عملی[7] (FGLS) استفاده شد. نتایج برآورد الگوهای ایستا و موندلاک به ترتیب در جداول (۱) و (۲) خلاصه شده است. نکته‌ی قابل ذکر در مورد برآورد کلیه‌ی الگوهای پژوهش بر اساس داده‌های صندوق ضمانت صادرات ایران این است که چون صندوق برای صادرات به کلیه‌ی کشورها سقف پوشش ۱۰۰ درصدی اعمال می‌کند متغیر مربوط به آن، $ln(\gamma_{j,t})$، در کلیه‌ی الگوها حذف شد.

---

1. Diagnostic Tests
2. Breusch and Pagan Lagrangian multiplier (BP)
3. Pooled Ordinary Least Squares
4. Hausman Test
5. Wooldridge (2002)
6. Likelihood-Ratio (LR)
7. Feasible Generalized Least Squares (FGLS)

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی ایستای پایه (الگوی ۸)

متغیر	الگوی شاخص‌های سه‌گانه		الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
Mgdp	۰/۳۱۶*** (۵/۸۰)	۰/۰۰۰	۰/۲۲۱*** (۳/۷۹)	۰/۰۰۰
Dis	−۰/۸۹۸*** (−۶/۵۱)	۰/۰۰۰	−۰/۷۷۹*** (−۵/۱۹)	۰/۰۰۰
Sub	−۰/۰۱۰** (−۲/۰۶)	۰/۰۳۹	−۰/۰۰۴ (−۰/۹۳)	۰/۳۵۴
Pri	۱/۴۵۴*** (۳/۳۹)	۰/۰۰۱	-	-
Eri	۰/۰۰۲ (۰/۰۱)	۰/۹۹۱	-	-
Fri	−۱/۵۸۳*** (−۳/۷۰)	۰/۰۰۰	-	-
Cri	-	-	−۰/۶۹۷ (−۱/۳۸)	۰/۱۶۱
_cons	۱۰/۲۴۶*** (۳/۶۱)	۰/۰۰۱	۱۱/۵۳*** (۴/۲۳)	۰/۰۰۰
Waldχ^2	(۹۶/۲۹)	۰/۰۰۰	(۳۰/۹۸)	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

در برآورد الگوی پویا، جهت برآورد معادله‌ی (۱۱) از روش برآورد گشتاور تعمیم یافته سیستمی[1] (SGMM) استفاده شد و برای اطمینان از اعتبار روش مورد استفاده آزمون مانایی متغیرها و جهت بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده، از آزمون‌های سارگان[2] و آزمون همبستگی سریالی[3] استفاده و مشاهده شد که طبق هر دو آزمون ابزارها از اعتبار کافی برخوردارند، جدول (۳).

1. System Generalized Method of Moments (SGMM)
2. Sargan Test
3. Serial Correlation Test

جدول ۲: نتایج برآورد الگوی موندلاک (الگوی ۱۰)

متغیر	الگوی شاخص‌های سه‌گانه		الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
Mgdp	۰/۴۴۵*** (۳/۴۳)	۰/۰۰۱	۰/۵۲۴*** (۳/۵۲)	۰/۰۰۰
Dis	-۰/۵۵۸*** (-۳/۲۳)	۰/۰۰۱	-۰/۷۱۸*** (-۴/۰۷)	۰/۰۰۰
Sub	-۰/۰۰۳ (-۰/۶)	۰/۵۵۲	-۰/۰۱۱* (-۱/۶۶)	۰/۰۹۷
Pri	-۱/۰۶۹ (-۱/۶۱)	۰/۱۰۸	-	-
Eri	-۰/۲۱۳ (-۰/۷۷)	۰/۴۴۳	-	-
Fri	-۰/۶۵۵* (-۱/۷۲)	۰/۰۸۶	-	-
Cri	-	-	-۱/۱۰۷* (-۱/۹۲)	۰/۰۵۴
Avgmgdp	-۰/۲۵۱ (-۱/۶۳)	۰/۱۰۳	-۰/۴۱۱** (-۲/۴۴)	۰/۰۱۵
Avgpri	۲/۹۵۱** (۲/۲۱)	۰/۰۲۷	-	-
Avgeri	۶/۶۰۴*** (۳/۷۲)	۰/۰۰۰	-	-
Avgfri	-۶/۵۹۳*** (-۵/۵۹)	۰/۰۰۰	-	-
AvgCri	-	-	۳/۶۸۲*** (۳/۲۰)	۰/۰۰۱
_cons	۱۷/۴۸۴*** (۴/۰۸)	۰/۰۰۰	۲۹/۸۹۸*** (۶/۲۳)	۰/۰۰۰
Waldχ^2	(۱۸۱/۳۸)	۰/۰۰۰	(۷۱/۰۸)	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پویا (الگوی ۱۱)

متغیر	SGMM الگوی شاخص‌های سه‌گانه		SGMM الگوی شاخص ترکیبی	
	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال	ضریب برآورد شده و آماره z	احتمال
	۰/۷۴۵*** (۴۸/۸۹)	۰/۰۰۰	۰/۸۵۳*** (۱۲۶/۳۳)	۰/۰۰۰
Mgdp	۰/۰۳۸*** (۵/۱۸)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴ (۰/۴۷)	۰/۶۳۷
Sub	−۰/۰۲۳*** (−۵/۸۶)	۰/۰۰۰	−۰/۰۳۱*** (−۱۱/۱۳)	۰/۰۰۰
Pri	۱/۲۰۹*** (۹/۳۲)	۰/۰۰۰	-	-
Eri	−۰/۴۵۸*** (−۲/۸۲)	۰/۰۰۵	-	-
Fri	−۱/۷۰۳*** (−۸/۶۲)	۰/۰۰۰	-	-
Cri	-	-	−۰/۵۸۸*** (−۶/۱۱)	۰/۰۰۰
Wald (χ^2)	(۱/۱۵e+۰۷)	۰/۰۰۰	(۶/۴۸e+۰۶)	۰/۰۰۰
Sargan Test (χ^2)	(۲۵/۹۶۱)	۰/۴۶۵	۲۹/۷۸۵	۰/۲۷۶
Autocorrelation Test (Z)	۱: −۲/۰۰۷ ۲: −۱/۵۱۵	۰/۰۴۴ ۰/۱۲۹	۱: −۲/۰۲۵ ۲: −۱/۷۲۱	۰/۰۴۲ ۰/۰۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره z، * معناداری در سطح اهمیت ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح اهمیت ۵ درصد و *** معناداری در سطح اهمیت ۱ درصد اطمینان را نشان می‌دهد.

۴-۲- نتایج پژوهش

نتایج این پژوهش در راستای بررسی تأثیر متغیرهای ریسک و یارانه بیمه اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران به این صورت برآورد گردید. ضریب متغیر ریسک سیاسی در هر دو الگوی ایستا و پویا مثبت به دست آمد. به نحوی که طبق برآورد الگوی پویا، هر ۱ درصد افزایش در ریسک سیاسی کشور واردکننده صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۱/۲۱ درصد افزایش داده است. علت این موضوع را می‌توان در نتایج حاصل از برآورد الگوی موندلاک یافت. نتیجه برآورد الگوی موندلاک که در آن اثرات کوتاه‌مدت از اثرات بلندمدت تفکیک شده است، نشان داد که ضریب متغیر ریسک سیاسی در کوتاه‌مدت بر صادرات غیر نفتی ایران اثر معناداری ندارد. به عبارت دیگر، صادرکنندگان ایرانی در تصمیمات صادراتی خود تحت تأثیر میزان ریسک

سیاسی کشور مقصد قرار نگرفته‌اند، اما ضریب بلندمدت متغیر ریسک سیاسی مثبت به دست آمد. پس به طور کلی می‌توان گفت، گرچه ریسک سیاسی کشورهای واردکننده بر رفتار صادرکنندگان ایرانی بی‌تأثیر بوده است، اما در بلندمدت با تضعیف بنیان‌های تولیدی در کشورهای واردکننده موجبات افزایش تقاضای واردات کالاهای ایرانی را فراهم کرده و باعث افزایش صادرات غیر نفتی ایران شده است.

نمونه‌ی تجربی این نتیجه حجم زیاد صادرات غیر نفتی ایران به کشورهای عراق و افغانستان است. این کشورها گرچه سطح بالایی از ریسک سیاسی را تجربه کرده‌اند، اما دو مقصد مهم برای کالاهای صادراتی ایران بوده‌اند. به نحوی که در سال ۱۳۹۲ ارزش دلاری صادرات غیر نفتی ایران به عراق ۱۹درصد و به افغانستان ۷/۷ درصد از کل ارزش صادرات غیر نفتی و در سال ۱۳۹۳ به ترتیب ۱۷/۷۵ و ۶/۸ درصد آن می‌باشد.

به منظور بررسی تأثیر ریسک بازرگانی بر صادرات غیر نفتی ایران، از دو شاخص ریسک اقتصادی و ریسک مالی استفاده شد. برآورد الگوی پویا، نشان داد که در یک فرآیند پویا افزایش ریسک اقتصادی و کاهش درآمد ملی کشورهای واردکننده باعث کاهش تقاضای واردات از جانب این کشورها و در نتیجه تأثیر منفی ریسک اقتصادی بر صادرات غیر نفتی ایران شده است. گرچه طبق نتایج الگوی موندلاک نتوانسته بر رفتار صادرکنندگان اثری بگذارد.

از منظر شاخص ریسک مالی هم طبق نتایج برآورد الگوی ایستا و الگوی پویا و همچنین در برآورد الگوی موندلاک، ضریب متغیر ریسک مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی به دست آمد. به نحوی که، بر اساس برآورد الگوی پویا هر ۱ درصد افزایش در ریسک مالی کشور واردکننده، صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۱/۷ درصد کاهش داده است. بنابراین، می‌توان گفت صادرکنندگان ایرانی در انتخاب کشور طرف معامله‌ی خود به وضعیت مالی (در سطح کلان) آن کشور توجه کرده و سعی می‌کرده‌اند بیشتر با واردکنندگان در کشورهایی وارد معامله شوند که از نظر ریسک مالی در وضعیت مناسب‌تری قرار داشته باشند و در طول زمان هم افزایش ریسک مالی کشورهای واردکننده باعث شده که صادرکنندگان ایرانی صادرات کمتری به این کشورها داشته باشند. از آنجایی که تاکنون مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ریسک بازرگانی بر صادرات به طور جداگانه از سایر ابعاد ریسک اعتبار صادراتی نپرداخته است، نتیجه‌ی به دست آمده را می‌توان اولین بررسی پژوهشی در این زمینه تلقی نمود.

به منظور بررسی این موضوع که ریسک اعتبار صادراتی کشورهای واردکننده، به طور کلی، چگونه صادرات غیر نفتی ایران را متأثر می‌کند از شاخص ریسک ترکیبی در برآورد مجدد الگوها استفاده شد. گرچه نتایج به دست آمده از برآورد الگوی ایستا ضریب معناداری برای این شاخص به دست نداد، اما بر اساس برآورد الگوی پویا، ضریب شاخص ریسک ترکیبی منفی است، به نحوی که هر ۱ درصد افزایش ریسک اعتبار صادراتی کشور واردکننده صادرات غیر نفتی ایران به آن کشور را ۰/۵۹ درصد کاهش داده است. بنابراین، ریسک اعتبار صادراتی، به طور کلی، بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر منفی داشته است. این نتیجه، با نتیجه‌ی مطالعات کرباسی و حسنی (۱۳۸۸)، فان در فر (۲۰۱۳) و بالتنسپرگر و هرگر (۲۰۰۹) که همگی از شاخص‌هایی ترکیبی (یورومانی، رتبه‌بندی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و یا شاخص ترکیبی راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG)) استفاده کرده‌اند، مطابقت دارد.

در مورد تأثیر سیاست مالیاتی دولت از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی، نتایج برآورد الگوی ایستا و پویا هر دو تأثیر منفی مالیات دریافت شده را بر صادرات غیر نفتی ایران نشان دادند. به نحوی که هر ۱ درصد افزایش مالیات بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر اساس الگوی ایستا، ۱درصد و بر اساس الگوی پویا ۲/۳ درصد صادرات غیر نفتی ایران به عمده‌ترین کشورهای هدف صادرات را کاهش داده است. این نتیجه به طور ضمنی نشان می‌دهد، چنانچه دولت در این مدت از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی به صادرکنندگان یارانه اعطا نموده بود، می‌توانست بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مثبت داشته باشد، که این نتیجه با دستاورد مطالعات آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴) و استخر و همکاران (۱۳۸۸) مطابقت دارد.

در مورد سایر متغیرها، نتایج برآورد الگوها همسو با انتظارات بوده و نشان داد که حاصلضرب GDP ایران و عمده کشورهای واردکننده تأثیر مثبت بر صادرات غیر نفتی ایران داشته، فاصله‌ی جغرافیایی بین ایران و عمده کشورهای واردکننده، که به نمایندگی از هزینه‌های تجاری وارد الگوی جاذبه شده بود، تأثیر منفی و معنادار بر صادرات غیر نفتی ایران داشته است، یعنی هرچه فاصله‌ی کشور واردکننده از ایران بیشتر باشد، صادرات غیر نفتی کمتری هم به آن انجام می‌شود.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شد تأثیر ریسک‌های اعتبار صادراتی و همچنین یارانه‌های اهدایی به بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران از طریق برآورد الگوهای اقتصادسنجی در دو الگوریتم

ایستا و پویا مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، ابتدا با استفاده از داده‌های آماری مربوط به صندوق ضمانت صادرات ایران، یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی اندازه‌گیری و مشخص شد که در دوره‌ی زمانی مورد بررسی، تنها در سال ۱۳۹۰ به این بخش یارانه پرداخته شده بوده و سیاست دولت در مابقی این سال‌ها دریافت مالیات از این طریق بوده است. بنابراین در ادامه تلاش شد که در برآوردها اثر مالیات بر بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی همراه با سایر متغیرهای الگوهای ایستا و پویا بر صادرات غیر نفتی ایران اندازه‌گیری شود.

یافته‌های این مطالعه در بررسی تأثیر ریسک سیاسی و بازرگانی و همچنین یارانه‌ی بیمه‌ی اعتبار صادراتی، بر صادرات غیر نفتی ایران به عمده کشورهای واردکننده نشان داد که، ریسک سیاسی کشورهای واردکننده بر صادرات غیر نفتی ایران تأثیر مستقیم داشته، یعنی هر چه کشور هدف صادرات ریسک سیاسی بالاتری داشته صادرات بیشتری به آن انجام شده است، که علت آن بی‌تفاوتی صادرکنندگان نسبت به ریسک سیاسی در کوتاه‌مدت و تأثیر منفی ناپایداری‌های سیاسی بر ظرفیت‌های تولیدی در کشور واردکننده و در نتیجه افزایش تقاضای واردات در بلندمدت است.

این مطالعه همچنین نشان داد که ریسک بازرگانی کشورهای واردکننده از منظر ریسک مالی و اقتصادی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی دارد، یعنی صادرات غیر نفتی ایران بیشتر به سمت کشورهایی بوده است که از نظر ریسک بازرگانی (به ویژه ریسک مالی) در وضعیت مطلوب‌تری قرار داشته باشند. پس کاهش تأثیر ریسک بازرگانی کشورهای هدف صادرات از طریق پوشش بیمه اعتبار صادراتی به طور بالقوه می‌تواند موجب افزایش صادرات غیر نفتی ایران شود. از طرفی نتایج این پژوهش نشان داد که دریافت مالیات از طریق بیمه‌ی اعتبار صادراتی بر صادرات غیر نفتی ایران اثر منفی داشته، بنابراین، اعطای یارانه به صادرکنندگان از طریق بیمه‌نامه‌های اعتبار صادراتی می‌تواند باعث توسعه صادرات غیر نفتی ایران شود.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آذربایجانی، کریم. سرخوش‌سرا، علی. و اسماعیل‌پور، ئاسو (۱۳۹۴) "تحلیل تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیر نفتی". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۵**(۱): ۱۳۹-۱۲۳.

۲. استخر، محمد. زیبایی، منصور. و طرازکار، محمدحسین (۱۳۸۸). "ارزیابی تأثیر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر صادرات محصولات کشاورزی". اقتصاد کشاورزی **۳**(۴): ۲۰۲-۱۸۵.

۳. خرمی، فرهاد (۱۳۸۰)." معرفی دو مدل اندازه‌گیری یارانه‌های پرداختی مؤثر به مؤسسات تضمین و بیمه‌ی اعتبار صادرات". فصلنامه صنعت بیمه **۱۶**(۳): ۸۴-۵۵.

۴. عباسی، ابراهیم. و عامل، رویا (۱۳۸۰). "بررسی نقش بیمه‌نامه و ضمانت‌نامه اعتبار صادراتی کالا در توسعه‌ی صادرات کالاهای غیر نفتی". فصلنامه‌ی صنعت بیمه **۱۶**(۳): ۱۰۶-۸۵.

۵. کرباسی، علیرضا. و حسنی شیروانشاهی، بهزاد (۱۳۸۸)."بررسی ارتباط بین صادرات، درجه و ضمانت اعتبارات صادراتی". پژوهشنامه اقتصادی (۳۲): ۲۳۹-۲۲۶.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Abraham, F.(1990). "The Effects on Intra-Community Competition of Export Subsidies to Third Countries. The Case of Export Credits, Export Insurance and Official Development Assistance". Commission of the European Communities, Luxembourg.
2. Abraham, F. and Dewit, G. (2000). "Export Promotion Via Official Export Insurance". Open Economies Review **11**(1): 5–26.
3. Alsem, K. J., Antufjew, J., Huizingh, K. R. E., Koning, R. H., Sterken, E. and Woltil, M. (2003). "Insurability of Export Credit Risks". University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management).
4. Anderson, J. E. and Van Wincoop, E. (2004). "Trade Costs". National Bureau of Economic Research.
5. Baltensperger, E. and Herger, N. (2009). "Exporting against Risk? Theory and Evidence from Public Export Insurance Schemes in OECD Countries". Open Economies Review **20**(4): 545–563.
6. Coleman, J. (2013). "Why Exporters Need Export Credit". Global Policy **4**(1): 110–111.

7. Delbridge, T. P. and Joseph, B. R. P. (1992). "Export and Trade Credit Insurance". Presented to the Staple Inn Actuarial Society on 17th November 1992, Publication date: 01 January 2014.
8. Dewit, G. (1996). "Export Insurance Subsidisation: Risk Coverage, Strategic Export Promotion or Aid?" . Discussion Papers 9614, University of Glasgow.
9. Dewit, G. and Landau, L. (1996). "Export Insurance Subsidisation and Undistorted Trade Creation". Zhurnal Eksperimental'noi I Teoreticheskoi Fiziki (0): 0–20.
10. Egger, P. and Url, T. (2006). "Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure: Evidence from Austria". The World Economy **29**(4): 399–418.
11. Egger, P. and Pfafermayr, M. (2004). "Estimating Long and Short Run Effects in Static Panel Models". Econometric Reviews **23** (3): 199-214.
12. Ford, J. L., Mpuku, H. C. and Pattanaik, P. K. (1996). "Revenue Risks, Insurance, and the Behavior of Competitive Firms". Journal of Economics **64**(3): 233–246.
13. Funatsu, H. (1986). "Export Credit Insurance". Journal of Risk and Insurance **53**(4): 679–692.
14. Grath, A. (2008). *The Handbook of International Trade and Finance: The Complete Guide to Risk Management, International Payments and Currency Management, Bonds and Guarantees, Credit Insurance and Trade Finance*, London, Philadelphia: Kogan Page.
15. Moser, C., Nestmann, T. and Wedow, M. (2008). "Political Risk and Export Promotion: Evidence from Germany". The World Economy **31**(6): 781–803.
16. Mundlak, Y. (1978). "On the Pooling of Time Series Data and Cross-Section Data". Econometrica **46**(1): 69-85.
17. Nickell, P., Perraudin, W. and Varotto, S. (2000). "Stability of Rating Transitions". Journal of Banking and Finance **24**(1–2): 203–227.
18. Rienstra-Munnicha, P. and Turvey, C. G. (2002). "The Relationship between Exports, Credit Risk and Credit Guarantees". Canadian Journal of Agricultural Economics **50**(3): 281–296.
19. Rienstra-Munnicha, P., Turvey, C. G., Koo, W. W., and Landau, L. (2006). "A Theoretical Analysis of Economic Impacts of Export Credit Insurance and Guarantees". In 2006 Annual meeting July 23-26, Long Beach, CA (pp. 1–40).
20. Van der Veer, K. J. M. (2014). "The Private Export Credit Insurance Effect on Trade". Journal of Risk and Insurance **31**(20).

21. West, G. T. (1996). "Managing Project Political Risk: The Role of Investment Insurance". Journal of Project Finance (winter): 5–11.
22. Wong, K. K. P. (2000). "Insurance and the Behavior of Competitive Firms under Revenue Risks: a Note". Journal of Economics **71**(3): 305–314.
23. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data,* Cambridge, Mass: MITPress.