فصلنامه صنعت بیمه / سال هیجدهم / شماره ۳ / پاییز ۱۳۸۲ / شماره مسلسل ۷۱/ صفحات ۵ تا ۳۰

بررسی آثار عضویت در سازمان تجارت جهانی (WTO) بر روی عملکرد صنعت بیمه کشورهای در حال توسعه

دکتر کریم آذربایجانی [۱]
دکتر علی‌مراد شریفی [۲]
حسن متشرعی [۳]

چکیده

این مقاله ضمن بررسی و مروری بر جایگاه و نقش سازمان تجارت جهانی در اقتصاد بین‌الملل، به شناسایی و بررسی اثرات عضویت در سازمان تجارت جهانی بر روی شاخص‌های عملکرد صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعه با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی و روش مدل‌های Panel Data در قالب یک فرضیه اصلی، سه فرضیهٔ فرعی و یک سؤال پرداخته است تا بتواند با استفاده از نتایج به دست آمده رهنمودهایی را برای صنعت بیمهٔ ایران ارائه دهد.

در نهایت نیز با بررسی نتایج حاصل از بررسی مدل‌های مربوط به هر یک از فرضیه‌ها مشخص شده که عملکرد صنعت بیمه کشورهای در حال توسعه تحت تأثیر عضویت در سازمان تجارت جهانی قرار گرفته است.

---

۱. عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان
۲. عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، سرپرست اداره بیمه‌های مهندسی بیمه مرکزی ایران

واژگان کلیدی

موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت[۱]، موافقت‌نامه عمومی تجارت و خدمات[۲]، سازمان تجارت جهانی [۳]، نفوذ بیمه[۴]، تراکم بیمه[۵]، درجهٔ باز بودن اقتصاد[۶].

مقدمه

تفکر اقتصادی مرکانتیلیست‌ها در قرن‌های پانزدهم، شانزدهم و هفدهم میلادی زراندوزی از طریق افزایش صادرات و فزونی گرفتن آن بر واردات را عامل افزایش ثروت و قدرت افراد و دولت‌ها می‌دانست و نتیجهٔ آن تشویق صادرات و اعمال محدودیت بر واردات بود. آدام اسمیت در قرن هیجدهم به مخالفت با این نوع سیاست‌های اقتصادی پرداخت و ادعا کرد که تمام کشورها از آزاد سازی و توسعهٔ تجارت بین‌المللی سود خواهند برد. بدین معنی که به دلیل تفاوت در هزینهٔ بین دو کشور، کشوری که کالایی را ارزان‌تر تولید می‌کند باید اقدام به صدور آن کالا و مبادرت به خرید کالایی نماید که در کشور دیگر ارزان‌تر تولید می‌شود. به عبارت دیگر آدام اسمیت اصل تقسیم بین‌المللی کار را مطرح ساخت. باید توجه داشت که وی آزادی بازرگانی تدریجی را توصیه می‌کرد تا برای تولیدکنندگان داخلی مشکلات ناگهانی ایجاد نشود. از زمان شکل‌گیری مکتب اقتصاد کلاسیک یعنی اواخر قرن هیجدهم به بعد،

---

1. (General Agreement on Tarrif and Trade) GATT

2. (General Agreement on Trade and Services) GATS

3. WTO

4. Insurance Penetration

نفوذ بیمه نسبت حق بیمه به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد

5. Insurance Density

منظور از تراکم بیمه، متوسط مبلغی است که به طور سرانه در یک کشور صرف خرید پوشش‌های بیمه‌ای می‌شود (حق بیمه سرانه)

6. Openness

نسبت حجم تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی: به نقل از استانلی، فیشر «اقتصاد کلان»، ترجمهٔ: دکتر محمد حسین تیز هوش تابان، انتشارات سروش، ۱۳۷۱، ص ۸۵۹

پدیدهٔ تجارت به موضوعی علمی و تخصصی تبدیل شده است. نظریه پردازان این مکتب معتقد به تجارت آزاد بودند و مداخلهٔ دولت‌ها را در امور تجاری جایز نمی‌دانستند. اما با بروز «بحران بزرگ» در اقتصاد جهانی و سپس وقوع جنگ جهانی دوم دیدگاه‌های پیروان مکتب مذکور در مورد برخی از مسائل اقتصادی از جمله تجارت بین‌الملل اعتبار خود را از دست داد. پس از آن نگرش جدیدی دربارهٔ دخالت دولت‌ها در امور اقتصادی به ویژه تجارت بین‌الملل پا گرفت به گونه‌ای که بسیاری از کشورهای جهان را در سال ۱۹۲۱ در ژنو و در سال ۱۹۴۷ در هاوانا گرد هم آورد تا با اتخاذ سیاست‌های لیبرالیستی و توسعهٔ همکاری متقابل اقتصادی و تجاری اوضاع اقتصاد بین‌الملل را سر و سامان دهند. بهترین و مؤثرترین نشانهٔ این رخداد تولد سازمان تجارت جهانی (WTO) است. این سازمان که سابقهٔ تأسیس آن به حدود پنجاه سال پیش با نام اولیهٔ GATT (موافقت‌نامهٔ عمومی تعرفه و تجارت) بر می‌گردد، در آغاز فعالیت خود تنها تعداد انگشت شماری عضو داشته است. پس از گذشت سی سال رشد تعداد اعضای آن شدت یافته و به ویژه از اواخر دههٔ ۱۹۸۰ و پس از مذاکرات موسوم به دور اروگوئه که طی آن موافقت‌نامهٔ عمومی تعرفه و تجارت به سازمان تجارت جهانی تغییر نام یافت، پیوستن به این سازمان به یک رقابت بین‌المللی تبدیل شده و در واقع عضویت در این سازمان به عنوان معیاری از اعتبار بین‌المللی برای یک کشور مطرح شده است. به طوری که در حال حاضر ۱۴۴ کشور به عضویت سازمان مذکور در آمده و ۳۲ کشور دیگر نیز رسماً تقاضای عضویت در این سازمان را تسلیم کرده و به عنوان عضو ناظر (observer) شناخته می‌شوند.

برهمین اساس این مقاله ضمن بررسی و مروری بر جایگاه و نقش سازمان تجارت جهانی در اقتصاد بین‌الملل، در پی شناسایی و بررسی آثار عضویت در این سازمان بر روی شاخص‌های عملکرد صنعت‌بیمهٔ کشورهای درحال‌توسعه است تا بتواند با استفاده از نتایج به‌دست آمده رهنمودهایی را برای صنعت بیمهٔ‌ایران ارائه دهد.

اهداف پژوهش

این مقاله به بررسی آثار عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی و همچنین بررسی پیامدهای احتمال عضویت آتی ایران در سازمان تجارت جهانی از دیدگاه شاخص‌های بین‌المللی استاندارد ارزیابی عملکرد صنعت‌بیمه می‌پردازد.

شاخص‌هایی از قبیل شاخص نفوذ بیمه‌ای (نسبت حق بیمه دریافتی به تولید ناخالص داخلی)، حق بیمه سرانه، سهم بازار بیمه ملی از بازار جهانی، مورد استفاده قرار گرفته‌اند که می‌توان اهداف پژوهش را به زیر مجموعه‌هایی به شرح ذیل تقسیم نمود:

۱. بررسی آثار عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی از دیدگاه شاخص نفوذ بیمه‌ای.

۲. بررسی آثار عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی از دیدگاه حق بیمه سرانه.

۳. بررسی آثار عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی از دیدگاه سهم بازار بیمه این کشورها از بازار جهانی حق بیمه.

۴. بررسی پیامدهای احتمالی عضویت آتی ایران در سازمان تجارت جهانی از دیدگاه شاخص‌های ذکر شده با تکیه بر نتایج حاصل از بررسی کشورهای در حال توسعه.

فرضیات و سؤال ویژه پژوهش

فرضیه اصلی: عضویت در سازمان تجارت جهانی بر عملکرد صنعت بیمه کشورهای در حال توسعه تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۱: عضویت در سازمان تجارت جهانی بر شاخص نفوذ بیمه‌ای کشورهای در حال توسعه تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۲: عضویت در سازمان تجارت جهانی بر حق بیمه سرانه کشورهای در حال توسعه تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳: عضویت در سازمان تجارت جهانی بر سهم بازار بیمه کشورهای در حال توسعه از بازار جهانی حق بیمه تأثیر ندارد.

سؤال: آیا عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی عملکرد صنعت بیمه کشور را از دیدگاه شاخص‌های فوق تحت تأثیر قرار می‌دهد؟

روش تحقیق

در این مقاله روش تحقیق به صورت تحلیلی ـ توصیفی است که براساس مدل‌های مبتنی بر اطلاعات Panel Data با استفاده از نرم‌افزار Eviews صورت گرفته است.

جامعه آماری

جامعهٔ آماری شامل تعدادی از کشورهای در حال توسعهٔ عضو سازمان تجارت جهانی است که به صورت ترکیبی از سری‌های زمانی (دورهٔ زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۱) و داده‌های مقطعی (۲۱کشور)[۱] برای هر یک از متغیرهای مطروحهٔ در مدل جمع‌آوری شده‌اند. در نتیجه برای هر متغیر، ۲۵۲=۱۲×۲۱ مشاهده خواهیم داشت.

اطلاعات آماری مورد استفاده در مدل‌های Panel Data[۲]

چنانچه داده‌های مقطعی استخراج شده از واحدهای مقطعی متفاوت را در سال‌های مختلف در کنار هم قرار دهیم، با داده‌هایی از نوع Panel مواجه خواهیم بود. نحوهٔ آرایش داده‌ها در کنار هم می‌تواند به دو صورت انجام پذیرد:

در نوع اول، داده‌های یک واحد مقطعی برای T سال را در کنار هم قرار می‌دهیم و سپس این عمل را برای واحد مقطعی دوم و ... تکرار می‌کنیم.

نوع دوم آرایش داده‌ها در کنار یکدیگر، قرار دادن داده‌های واحدهای مقطعی در هر سال در کنار هم است به گونه‌ای که این روند برای سال‌های بعد نیز تکرار می‌شود.

روش‌های تخمین مدل‌های Panel Data

برآورد روابطی که در آنها از مجموعهٔ Panel Data استفاده‌شده غالباً با پیچیدگی‌هایی مواجه است. درحالت‌کلی چارچوب‌اصلی برای این‌گونه مدل‌ها به صورت زیر است:[۳]

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + U_{it} \quad ; \quad i = ۱,۲,\cdots,N \; ; \quad t = ۱,۲,\cdots,T$$

---

۱. کشورهای مورد بررسی عبارتند از: آرژانتین، برزیل، شیلی، هنگ کنگ، هندوستان، اندونزی، مصر، مالزی، مکزیک، پاکستان، مراکش، سنگاپور، ونزوئلا، ترکیه، فیلیپین، نیجریه، تونس، الجزایر، اروگوئه، تایلند و کنیا

۲. علی اکبر، خسروی نژاد. «برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام شده)»، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شمارهٔ ۲۰، سال ۱۳۸۰

3. Badi Baltagi, H.(1995), "Econometric Analysis of panel Data", John Wiley and Sons

که i نشان دهندهٔ واحدهای مقطعی مانند خانوارها، دهک‌های درآمدی و ... است و t نیز دلالت بر زمان دارد. Y_{it} متغیر وابسته برای i امین واحد مقطعی در سال tام با ابعاد (T×۱) و ماتریس X_{it} شامل مشاهداتی از متغیرهای توضیحی بدون عرض از مبدأ با ابعاد (K×T) است. β هم ماتریس پارامترهای مجهول با ابعاد (K×۱) است.

در اغلب مدل‌های Panel Data جزء اختلال مدل (U_{it}) نیز به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

که با جایگزینی در رابطهٔ قبل خواهیم داشت:

$$Y_{it} = (\alpha + \mu_i) + X'_{it}\beta + V_{it} \qquad (۱)$$

μ_i آن دسته از ویژگی‌های خاص مربوط به هر مقطع یا i امین واحد بوده که در مدل وارد نشده و در طول زمان نیز ثابت است. به عبارت دیگر μ_i نشان دهندهٔ تفاوت‌های موجود در α یا عرض از مبدأ در بین واحدهای مختلف مقطعی است.

با فرض آنکه $\alpha_i = \alpha + \mu_i$ باشد آن گاه:

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + V_{it}$$

رابطهٔ (۱) را برای i امین واحد مقطعی در شکل غیرماتریسی به صورت زیر می‌توان نوشت[۱]:

$$Y_{it} = (\alpha + \mu_i) + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + V_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + V_{it} \qquad (۲)$$

که این رابطه نیز خلاصه شدهٔ مجموع T معادلهٔ همزمان برای iامین واحد مقطعی به شکل زیر است:

---

۱. علی اکبر خسروی نژاد، همان مأخذ

$$y_{i1} = (\alpha + \mu_i) + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{ki1} + v_{i1}$$

$$y_{i2} = (\alpha + \mu_i) + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{ki2} + v_{i2}$$

$$\vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots$$

$$y_{iT} = (\alpha + \mu_i) + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kiT} + v_{iT}$$

دستگاه فوق را به روشی دیگر و واضح‌تر در شکل ماتریسی می‌توان به صورت زیر نوشت[1]:

$$\begin{vmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{iT} \end{vmatrix} = (\alpha + \mu_i) \begin{vmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ \vdots \\ 1 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & \cdots & x_{ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & \cdots & x_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \cdots & \cdots & x_{kiT} \end{vmatrix} \times \begin{vmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_k \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} v_{i1} \\ v_{i2} \\ \vdots \\ \vdots \\ v_{iT} \end{vmatrix}$$

$T \times 1 \qquad T \times 1 \qquad T \times K \qquad K \times 1 \quad T \times 1$

که $V_{it} = (v_{i1}, v_{i2}, \cdots, v_{iT})', J_T = (1, 1, \cdots, 1)', Y_{it} = (y_{i1}, y_{i2}, \cdots, y_{iT})'$ و x_{kit} نیز kامین متغیر توضیحی برای iامین واحد مقطعی در سال tام است. شکل خلاصه شده آن نیز برای iامین واحد مقطعی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = (\alpha + \mu_i) J_t + X'_{it} \beta + V_{it} = \alpha J_t + X'_{it} \beta + U_{it} \qquad (۳)$$

رابطهٔ به دست آمده در واقع همان مدل شمارهٔ (۱) بوده که برای تمام واحدهای مقطعی یعنی برای NT مشاهده به صورت زیر نوشته می‌شود[2]:

$$Y = \alpha J_{NT} + X \beta + U = Z\delta + U \qquad (۴)$$

که Y برداری ستونی با ابعاد (NT×۱)، X ماتریس با ابعاد (NT×K)، Z=[J_{NT} X] با ابعاد $\left[NT \times (K+1)\right]$، $\delta' = (\alpha', \beta')$ و J_{NT} نیز همان J_T با ابعاد (NT×۱) است.

---

1. J. Johnston, (1997), "Econometrics Methods", Fourth Edition, McGraw-Hill Co

2. Badi H. Baltagi, ibid

به همین ترتیب جزء اختلال را می‌توان برای NT مشاهده به صورت $U = Z_\mu \mu + V$ نوشت که در آن:

$$U' = (U_{11}, \cdots, U_{1T}, U_{21}, \cdots, U_{2T}, \cdots, U_{N1}, \cdots, U_{NT})$$

$$\mu' = (\mu_1, \cdots, \mu_N) \quad , V' = (V_{11}, \cdots, V_{1T}, \cdots, V_{N1}, \cdots, V_{NT})$$

U و V بردارهای ستونی با ابعاد (NT×۱) و μ هم برداری ستونی با ابعاد (N×۱) می‌باشد. با جایگذاری رابطهٔ فوق در رابطهٔ (۴) خواهیم داشت:

$$Y = Z\delta + Z_\mu \mu + V \qquad (۵)$$

Z_μ ماتریس متشکل از عناصر صفر و یک است که به صورت $Z_\mu = I_N \otimes J_T$ با ابعاد (NT×N) به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$Z_\mu = \begin{vmatrix} J_t & O & \cdots & O \\ O & J_t & \cdots & O \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ O & O & O & J_t \end{vmatrix}$$

⊗ علامت ضرب Kronecker است و رابطه $I_N \otimes J_T$ نیز بدین معناست که ماتریس J_t باید در تک تک عناصر ماتریس I_N ضرب شود.

روش تخمین مدل‌های Panel Data نیز به ثابت یا تصادفی بودن μ_i بستگی دارد که بر این اساس می‌توان این گونه مدل‌ها را به دو حالت آثار ثابت و آثار تصادفی تقسیم کرد.

الف. آثار ثابت (۱)

در صورتی که μ_i ثابت باشد و تفاوت در ساختار واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل کند، می‌توان این تفاوت را به وسیلهٔ مدل آثار ثابت که با روش OLS برازش می‌شود نشان داد. در این مدل فرض می‌شود که X_{it} و V_{it} در تمام زمان‌ها و واحدهای مقطعی متفاوت، نسبت به هم مستقل هستند. جزء اختلال V_{it} نیز در این مدل توزیع نرمال میانگین صفر و واریانس σ_v^2 دارد به عبارت دیگر $V_{it} \approx IID(0, \sigma_v^2)$.

---

۱. علی اکبر خسروی نژاد، همان

در این جا لازم است به نکته مهمی اشاره شود و آن این است که روش تخمین مدل آثار ثابت به روش حداقل مربعات مجازی نیز معروف است، چرا که در واقع به معرفی متغیرهای مجازی می‌پردازد که بیانگر آثار عوامل حذف شده‌ای که مربوط به خصوصیات هر یک از واحدها به صورت انفرادی است و به صورت عرض از مبدأ α_i وارد مدل می‌شوند.

برای روشن‌تر شدن مطلب مجدداً رابطهٔ شمارهٔ (۵) را در نظر می‌گیریم:

$$Y = Z\delta + Z_\mu \mu + V$$

ماتریس Z_μ در مدل فوق یعنی مدل آثار ثابت، ماتریس متغیرهای مجازی نامیده می‌شود که برای به دست آوردن μ_iها یا همان تفاوت در ساختار واحدهای مقطعی به شرح زیر از آن استفاده می‌شود:

$$Z_\mu \mu = \begin{vmatrix} J_t & O & \dots & O \\ O & J_t & \dots & O \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ O & O & O & J_t \end{vmatrix} \times \begin{vmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{vmatrix}$$

$(NT \times 1)$

همان‌طور که مشخص است. نتیجهٔ حاصل ضرب دو ماتریس Z_μ و μ بردار ستونی به صورت $(J_t \cdot \mu_1, J_t \cdot \mu_2, \dots, J_t \cdot \mu_n)'$ است که هر سطر این بردار یا همان $J_t \cdot \mu_i$ نیز خود برداری ستونی شامل t سطر (تعداد سال‌های مورد بررسی در هر مقطع) بوده که بیانگر μ یا همان عامل افتراق محاسبه شده برای هر مقطع است.

ب. آثار تصادفی [۱]

در صورتی که μ_i تصادفی باشد و تفاوت در ساختار واحدهای مقطعی جنبهٔ تصادفی داشته باشد، برای تشریح تفاوت در ساختار این واحدها باید از مدل آثار تصادفی که به مدل اجزای واریانس نیز معروف است، استفاده شود.

---

۱. حبیبی، فاتح. «تصریح و تخمین مدل تقاضای توریسم ایران با استفاده از Pooling Data»، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، ۱۳۸۱

Babi. H, Baltagi, ibid

دراین مدل فرض می‌شودکه μ_i و V_{it} مستقل ازهستند و همچنین X_{it} در تمامی‌زمان‌هاو واحدهای‌مقطعی متفاوت، هم‌از μ_i و هم‌از V_{it} مستقل است. دراینجا به‌این دلیل که μ_i تصادفی می‌باشدفرض‌شده‌استکه‌دارای‌توزیع‌نرمال‌به‌صورت $\mu_i \approx IID(0, \sigma_\mu^2)$ است. V_{it} نیز همانندمدل‌آثارثابت‌دارای‌توزیع‌نرمال‌به‌صورت $V_{it} \approx IID(0, \sigma_v^2)$ است.

ذکر این نکته لازم است که در حالت تصادفی بودن μ_i، واریانس‌های مربوط به مقاطع مختلف با هم یکسان نبوده و مدل دچار واریانس ناهمسانی است که در این صورت روش تخمین آن روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) خواهدبود. دراین حالت گرچه برآوردکننده‌های OLS نااریب هستند لیکن برآوردکننده‌های کارایی نیستند. در روش OLS در مسیر حداقل کردن مجموع مجذور پسماندها وزنی مساوی برای اختلال‌ها یا پسماندهای هر گروه از مشاهدات قایلیم. در حالی که در حالت واریانس ناهمسانی پسماندهایی که از توزیعی با واریانس کوچک‌تر پدید می‌آیند مسلماً اطلاع دقیق‌تری را نیز از محل و موقعیت خط رگرسیون می‌دهند و لذا منطقاً باید برای آنها وزن بیشتری قایل شویم. از آنجاکه روش OLS این‌امر رانادیده می‌گیرد، بدین مفهوم است که از اطلاعات نمونه به طور کارا استفاده نمی‌کند و همین امر توجیهی برای عدم کارایی برآوردکننده‌های OLS در حالت وجود واریانس ناهمسانی است.

آزمون آثار ثابت[1]

سؤالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می‌شود این است که آیا شواهدی دال بر تفاوت میان عرض از مبدأ واحدهای مختلف مقطعی وجود دارد یا اینکه مدل برای تمامی واحدهای مقطعی یکسان است و به سادگی می‌توان عرض از مبدأ را برای همهٔ واحدهای مقطعی یکسان در نظر گرفت؟ این سؤال را می‌توان به صورت فرضیهٔ زیر مطرح کرد:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_N$$

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \cdots \neq \alpha_N$$

---

1. Testing for Fixed Effect

Badi H. Baltagi, ibid

فرضیهٔ مذکور را می‌توان به عنوان مجموعه‌ای از قیود خطی بر روی ضرایب در نظر گرفت و برای آزمون آن می‌توان از آمارهٔ F به شکل زیر استفاده کرد:

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N - ۱)}{URSS/(NT - N - K)}$$

که در آن RRSS مجذور پسماندهای حاصل از برازش رگرسیون مقید یعنی مدلی که در آن تمامی عرض از مبدأها برای واحدهای متفاوت مقطعی یکسان است و URSS مجذور پسماندهای حاصل از برازش رگرسیون نامقید یعنی مدلی که در آن عرض از مبدأ برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است (آثار ثابت) می‌باشد. N−۱ تعداد قیود خطی و (NT-N-K) درجهٔ آزادی مدل نامقید است که اگر آمارهٔ F به دست آمده بزرگ‌تر از F جدول باشد آنگاه فرضیهٔ صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ برای واحدهای متفاوت مقطعی رد می‌شود، به عبارت دیگر مدل آثار ثابت مورد برازش قرار می‌گیرد.

سؤال دیگری که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل می‌کند یا اینکه عملکردهای تصادفی دارد. به عبارت دیگر آیا می‌توان تفاوت در ساختار واحدهای مقطعی را به وسیلهٔ مدل متغیر مجازی (آثار ثابت) که با روش OLS برازش می‌شود روشن ساخت یا اینکه این تفاوت‌ها جنبهٔ تصادفی دارند و برای تشریح آن باید از مدل اجزای واریانس (آثار تصادفی) استفاده کرد.

برای تصمیم‌گیری در مورد به کار گرفتن روش آثار ثابت و یا تصادفی، باید توجه داشت که روش آثار ثابت معمولاً هنگامی کارایی دارد که جامعه آماری ما بر روی تعداد خاصی از بنگاه‌ها، خانوارها و یا کشورهایی خاص مانند کشورهای عضو OECD و ... به عنوان واحدهای مقطعی مورد بررسی، متمرکز شود و هدف ما نیز محدود به بررسی رفتاری این واحدهای مقطعی باشد، که در این صورت تصریح مدل مورد بررسی به روش آثار ثابت، مدلی مناسب خواهد بود. در صورتی که اگر از بین جامعهٔ آماری حجم وسیعی نمونه‌هایی به صورت تصادفی (نمونه‌گیری) انتخاب شوند، آن گاه مدل آثار تصادفی یا به عبارت دیگر تصریح مدل به روش آثار تصادفی مناسب است[۱]. همچنین

---

1. Badi H. Baltagi, ibid.

زمانی که آثار یا همان H_iها با متغیرهای توضیحی غیرمرتبط باشند تخمین زننده‌های آثار تصادفی، کارا و سازگار و تخمین زننده‌های آثار ثابت، سازگار می‌باشند و زمانی که آثار با متغیرهای توضیحی مرتبط باشند تخمین زننده‌های آثار ثابت، کارا و سازگار و تخمین زننده‌های آثار تصادفی، سازگارند. در این مطالعه نیز چون جامعهٔ آماری مورد بررسی اغلب کشورهای درحال توسعه‌ای هستند که از سال ۱۹۹۵ به عضویت سازمان تجارت جهانی در آمده‌اند و هدف نیز بررسی رفتار شاخص‌های عملکرد صنعت بیمهٔ این کشورهاست، تصریح مدل‌های مطروحه به روش آثار ثابت است.

آزمون انتخاب شکل صحیح تابع [۱]

برای انتخاب شکل صحیح تابع از بین توابع خطی و لگاریتمی از آزمونی که توسط باکس وکاکس (Box & Cax) در سال ۱۹۶۴ ارائه شده، استفاده شده است. این آزمون به دنبال معیاری است که بتواند به کمک آن، دو مدل خطی و لگاریتمی را در عین تفاوت‌های موجود با یکدیگر مقایسه نماید. آماره‌ای که توسط ایشان معرفی می‌گردد به شکل زیر می‌باشد:

$$L=\frac{T}{2}\left|Ln\left(\frac{SSE_L/\bar{Y}^2{}_G}{SSE_{LL}}\right)\right| \approx \chi^2(1)$$

این آماره دارای توزیع چی ـ با درجه آزادی یک می‌باشد که در آن T حجم نمونه، SSE_L مجموع مجذور خطاها در مدل خطی، SSE_{LL} مجموع مجذور خطاها در مدل لگاریتمی و $\bar{Y}_G$ هم میانگین هندسی متغیر وابسته در مدل خطی می‌باشد که به شکل زیر محاسبه می‌شوند.

$$SSE_L=\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{2t}{}^2 \quad , \quad SSE_{LL}=\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{3t}{}^2$$

$$\bar{Y}_G=Exp\{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}Ln(Y_t)\} \text{ به طوریکه } \longrightarrow \bar{Y}_G=(y_1 \cdot y_2 \cdot \ldots \cdot y_t)^{1/T}$$

---

1. Judge, G.1985, "Introduction to Theory and Practice of Econometrics", John Wiley and Sons

مقدار بحرانی توزیع چی ـ دو با درجهٔ آزادی یک در سطح اطمینان ۹۵٪ (۵٪=α) طبق جدول ۳/۸۴ می‌باشد. طبق این آزمون چنانچه آمارهٔ L محاسبه شده از مقدار بحرانی بزرگتر باشد فرضیهٔ H_0 مبنی بر یکسان بودن دو مدل در توضیح مسئلهٔ مورد نظر رد می‌شود. در این صورت اگر $SSE_L / Y_G^2 < SSE_{LL}$ مدل خطی و اگر $SSE_{LL} < SSE_L / Y_G^2$، مدل لگاریتمی انتخاب می‌شود.

تصریح مدل برای‌بررسی آثارعضویت در سازمان تجارت جهانی بر عملکرد صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعه

در این مقاله نیز برای سنجش عملکرد صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعهٔ عضو سازمان تجارت جهانی از سه شاخص ذکر شده به عنوان متغیرهای وابسته استفاده شده و آثار عضویت در WTO بر هر کدام از آنها بررسی شده است. عضویت در سازمان تجارت جهانی نیز به صورت متغیر توضیحی موهومی (Dummy Variable) در هر یک از مدل‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

برای سال‌های قبل از عضویت در سازمان تجارت جهانی $Dum_1 = 0$

برای سال‌های بعد از عضویت در سازمان تجارت جهانی $Dum_1 = 1$

مدل مورد بررسی برای هر یک از شاخص‌ها از نوع مدل‌های Panel Data بر اساس روش اثرات ثابت یا حداقل مربعات مجازی می‌باشد. ضمناً توابع بیان شده در ذیل نیز بر اساس نتایج آزمون باکس و کاکس که قبلاً بیان شد تصریح شده‌اند که نتایج این آزمون به همراه نتایج آزمون اثرات ثابت نیز در بخش تجزیه و تحلیل داده‌ها در ابتدای بررسی هر فرضیه بیان شده است[۱].

تصریح مدل برای بررسی تأثیر عضویت در WTO بر شاخص نفوذ بیمه‌ای کشورهای در حال توسعه

مدل تصریح شدهٔ مورد بررسی به شرح زیر است:

$$LnIPI_{it} = \alpha_i + \beta_1 LnpremP_{it} + \beta_2 LnAPT_{it} + \beta_3 Dum_1 +$$
$$\beta_4 (Dum_1 . LnAPT_{it}), + V_{it}, \qquad \alpha_i = \alpha + \mu_i$$

---

۱. لازم به ذکر است که متغیرهای مستقل دیگری از جمله حجم تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی و ... مورد بررسی قرار گرفته‌اند لیکن به دلیل معنی‌دار نبودن این متغیرها در مدل‌های مورد بررسی، حذف گردیده‌اند

IPI شاخص نفوذ بیمه‌ای، PremP تراکم یا حق بیمهٔ سرانه، APT نسبت حجم تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی (درجهٔ باز بودن اقتصاد)، V جزء اختلال مدل و Ln نیز لگاریتم طبیعی است.

با توجه به رابطهٔ مثبت بین تقاضا برای خدمات بیمه و شاخص نفوذ یا اهمیت بیمه انتظار می‌رود که علامت ضریب β_1 مثبت باشد. همچنین با عنایت به رابطهٔ مثبت بین متغیرهای کلان اقتصادی نظیر حجم تجارت خارجی و ... با نفوذ و اهمیت بیمه در اقتصاد ملی و اینکه جهانی شدن اقتصاد و گسترش روابط تجاری بین‌المللی، تقاضا برای پوشش‌های مختلف و جدید بیمه‌ای مناسب را (جهت حفظ سرمایه‌های ملی در برابر خطرهای مختلف) برای ایجاد بستری مناسب و ایمن افزایش خواهد داد، می‌توان به رابطهٔ مثبت (انتظاری) بین نفوذ بیمه در اقتصاد و بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله تجارت خارجی پی برد. به عبارت دیگر انتظار می‌رود که در مدل ذکر شده علامت ضریب β_2 نیز مثبت باشد. ضریب β_3 نیز نشان دهندهٔ رابطهٔ عضویت در WTO با شاخص نفوذ بیمه‌ای است. ضریب β_4 به ضریب زاویهٔ تقاضلی[1] معروف است که دلالت بر تغییر اثر متغیر APT بر روی متغیر وابستهٔ IPI کشورهای در حال توسعه پس از عضویت در WTO دارد.

تصریح مدل برای بررسی تأثیر عضویت در WTO بر حق بیمهٔ سرانهٔ کشورهای در حال توسعه

مدل تصریح شدهٔ مورد بررسی به شرح زیر است:

$$LnPremP_{it} = \alpha_i + \beta_1 LnGDPP_{it} + \beta_2 Dum_1 + \beta_3 (Dum_1 . LnGDPP_{it}) +$$

$$V_{it}, \alpha_i = \alpha + \mu_i$$

که در این مدل PremP حق بیمهٔ سرانه، GDPP تولید ناخالص داخلی سرانه، β_1 و β_2 و β_3 پارامترهای مجهول مدل و V نیز جزء اختلال مدل است.

«حق بیمهٔ سرانه مبین آن است که هر فرد در جامعه چقدر برای بیمه هزینه می‌کند».

با توجه به تعریف فوق و نوع معادلهٔ ذکر شده، ضریب β_1 کشش درآمدی تقاضا برای

---

1. Differential Slope Coefficient

بیمه و بیانگر نسبت درصد تغییرات در حق بیمه‌های دریافتی به درصد تغییرات در درآمد ملی است. ضریب β_2 نشان دهندهٔ رابطهٔ عضویت در WTO با حق بیمهٔ سرانه و ضریب β_3 نیز همان‌طور که قبلاً بیان شده ضریب زاویهٔ تفاضلی است که دلالت بر تغییر کشش درآمدی کشورهای در حال توسعه پس از عضویت در WTO دارد. به عبارت دیگر نشان دهندهٔ اختلاف بین دو دورهٔ قبل و پس از عضویت در WTO است.

تصریح مدل برای بررسی تأثیر عضویت در WTO بر سهم حق بیمهٔ کشورهای در حال توسعه از کل بازار بیمهٔ جهانی

مدل تصریح شدهٔ مورد بررسی به شرح زیر است:

$$LnSHWMP_{it} = \alpha_i + \beta_1 LnGNI_{it} + \beta_2 Dum_{1} + V_{it} \ , \ \alpha_i = \alpha + \mu_i$$

که در این مدل SHWMP سهم از بازار جهانی حق بیمه، GNI درآمد ملی (متغیر عمدهٔ تأثیرگذار) و V جزء اختلال مدل است.

در این مدل نیز انتظار می‌رود که ضریب β_1 مثبت باشد. (رابطهٔ مثبت بین متغیر وابسته و درآمد ملی). ضریب β_2 نیز نشان دهندهٔ رابطهٔ عضویت در WTO با سهم از بازار جهانی حق بیمه است. با توجه به اینکه اهمیت شاخص فوق، از دو شاخص دیگر کمتر است و با توجه به مطالب بیان شده در فصل دوم در رابطه با عملکرد صنعت بیمهٔ کشورهای درحال توسعه و ناچیز بودن این سهم (سهم از بازار جهانی حق بیمه) برای اکثریت این کشورها، در این مدل به بررسی ضریب β_2 اکتفا شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

فرضیهٔ فرعی شمارهٔ یک:

ـ آزمون برابری عرض از مبدأها:

آمارهٔ F محاسبه شده برای مدل مورد بررسی با درجات آزادی ۲۰ و ۲۲۸ برابر است با ۴۱ که در مقایسه با آمارهٔ جدول در سطح ۹۵٪ یعنی ۱/۷۵، فرضیهٔ یکسان بودن عرض از مبدأهای کشورهای مختلف رد می‌شود. در نتیجه می‌توان فرض نمود که عرض از مبدأ برای کشورهای مختلف متفاوت است (به روش اثرات ثابت).

ـ آزمون انتخاب شکل صحیح تابع:

$$SSE_L = ۵۸/۷۶ \ , \ SSE_{LL} = ۸/۳۶ , Y_G^{۲} = ۳/۲۰$$

آمارهٔ L محاسبه شده با توزیع چی ـ دو برای فرضیهٔ فوق برابر ۹۹ می‌باشد که در سطح احتمال ۹۵٪ از آمارهٔ جدول (۳/۸۴) بزرگتر می‌باشد که فرضیهٔ یکسان بودن دو مدل خطی و لگاریتمی رد شده و چون مقدار محاسبه شدهٔ SSE_L/Y_G^2 بزرگتر از SSE_{LL} می‌باشد، مدل لگاریتمی انتخاب شده است.

نتایج حاصل از برازش مدل:

D.W.	F	R^2	β_4	β_3	β_2	β_1
۱/۹۰	۶۸۳/۱۱	۰/۸۹	۰/۰۶۱	-۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۵۴
			(۲/۰۲)	(-۲/۹)	(۲/۶۳)	(۶/۳۹)

ـ صحت آماری مدل تخمین زده شده:

براساس جدول و آماره‌های t به دست آمده، ضرایب محاسبه شده در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و مخالف صفر می‌باشند. آمارهٔ F محاسبه شده نیز دال بر معنی‌دار بودن کلی رگرسیون است. مقدار بحرانی آمارهٔ دوربین واتسون با k=۴ و n=۲۵۲ برابر با d_L=۱/۷۲ و d_u=۱/۸ است که با توجه به آمارهٔ محاسبه شده: d_u=۱/۸<D.W=۱/۹۰<۴-d_u=۲/۲ عدم خود همبستگی مدل نیز تأیید می‌شود. بنابراین فرضیهٔ H_0 (فرضیهٔ فرعی اول) رد خواهد شد.

ـ تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده:

همان طور که بیان شد متغیر موهومی DUM_1 بیانگر عضویت در سازمان تجارت جهانی است و از آنجا که مدل‌های مورد بررسی در فرم لگاریتم طبیعی تخمین زده شده‌اند و متغیر موهومی مورد نظر در صورت صدق کردن در شرایط مخصوص به خود دارای مقداری برابر ۱ بوده و در غیر این صورت مقدار صفر به آن داده شده است برای بیان درصد تغییرات معادل برای این متغیر می‌توان از روش ارائه شده توسط رابرت‌هالورسن و ریموند پاکمویست استفاده نمود. برای این منظور از ضریب موهومی تخمینی بر مبنای e آنتی لگاریتم گرفته سپس عدد یک را از آن کسر و حاصل را در ۱۰۰ ضرب می‌کنیم.

در این مدل ضریب Dum_1 یعنی β_3 برابر ۰/۱۱- و از لحاظ آماری هم معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که با عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی، شاخص نفوذ بیمه‌ای این کشورها سالانه حدود ۱۰/۴ درصد ($(e^{-0/11}-1)\times 100=-10/4$)

کاهش یافته است. کشش‌های محاسبه شده نیز دارای علامت مورد انتظار و معنی‌دار هستند. ضریب β_2 کشش محاسبه شده برای متغیر نسبت حجم تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی (درجهٔ باز بودن یا آزادی اقتصاد) قبل از عضویت در WTO بوده و برابر ۰/۱۷ است که بیانگر این مطلب است که قبل از عضویت در WTO($Dum_1 = ۰$) یک درصد افزایش در درجهٔ باز بودن اقتصاد باعث می‌شده که شاخص نفوذ بیمه‌ای کشورهای مورد بررسی ۰/۱۷ درصد افزایش یابد. ضریب β_4 همان طور که بیان شد دلالت بر میزان اختلاف بین کشش محاسبه شدهٔ متغیر درجهٔ باز بودن اقتصاد در دو دورهٔ قبل و پس از عضویت در WTO دارد. به عبارت دیگر کشش مورد نظر پس از عضویت ($Dum_1 = ۰$) به میزان ۰/۰۶ افزایش یافته و به ۰/۲۳ درصد (۰/۰۶+۰/۱۷) رسیده است. یعنی پس از عضویت در WTO یک درصد افزایش در درجهٔ باز بودن اقتصاد یا یک درصد حرکت به سوی اقتصاد باز شاخص نفوذ بیمه‌ای کشورهای مورد بررسی را ۰/۲۳ درصد افزایش داده است.

فرضیه فرعی شمارهٔ دو:

ـ آزمون برابری عرض از مبدأها:

آمارهٔ F محاسبه شده برای مدل مورد بررسی با درجات آزادی ۲۰ و ۲۲۹ برابر است با ۶۴ که در مقایسه با آمارهٔ جدول در سطح ۹۵٪ یعنی ۱/۷۵، فرضیهٔ یکسان بودن عرض از مبدأهای کشورهای مختلف رد می‌شود. در نتیجه می‌توان فرض نمود که عرض از مبدأ برای کشورهای مختلف متفاوت است.

ـ آزمون انتخاب شکل صحیح تابع:

$$SSE_L = ۱۳۹۰۰۰۰ \, , SSE_{LL} = ۱۵, Y_G^{۲} = ۹۰۰۰۰$$

با توجه به آمارهٔ L محاسبه شده که برابر ۴ می‌باشد فرضیهٔ یکسان بودن دو مدل خطی و لگاریتمی رد شده و چون مقدار محاسبه شدهٔ $SSE_L / Y_G^{۲}$ بزرگتر از SSE_{LL} است مدل لگاریتمی انتخاب شده است.

نتایج حاصل از برازش مدل:

D.W.	F	$R^{۲}$	β_3	β_2	β_1
۱/۸	۳۸۰۳/۶۲	۰/۹۷	۰/۰۹	-۰/۴۰	۰/۱۸
			(۲/۵۷)	(-۱/۴۴)	(۱/۸۵)

ـ صحت آماری مدل تخمین زده شده:

براساس جدول بالا و آمارهای t به دست آمده تمامی ضرایب از جمله ضریب متغیر موهومی Dum_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و مخالف صفرند. آمارهٔ F محاسبه شده نیز معنی‌دار بودن کلی رگرسیون را تأیید می‌کند. مقدار بحرانی آمارهٔ دوربین واتسون با $k=۳$ و $n=۲۵۲$ برابر با $d_L=۱/۷۳$ و $d_u=۱/۷۹$ است که در نتیجه با توجه به آمارهٔ محاسبه شده: $d_u=۱/۷۹<D.W=۱/۸۰<۴-d_u=۲/۲۱$ عدم خود همبستگی مدل مشخص خواهد شد. بنابراین فرضیهٔ H_0 مطرح شده (فرضیهٔ فرعی دوم) رد می‌شود.

ـ تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده:

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این مدل نیز β_2 یا همان ضریب متغیر موهومی عضویت در سازمان تجارت جهانی (Dum_1) برابر ۰/۴ـ و از لحاظ آماری هم‌معنی‌دار است و نشان دهندهٔ این مطلب است که با عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی، حق بیمهٔ سرانه این کشورها سالانه حدود ۳۲/۹۷ (۳۲/۹۷=-۱۰۰×(۱-e$^{-۰/۴۰}$)) درصد کاهش یافته است. ضریب β_1 با علامت مثبت و معنی‌دار نیز کشش درآمدی محاسبه شده برای نمونهٔ مورد بررسی قبل از عضویت در WTO بوده ($Dum_1=۰$) وبرابر ۰/۱۸ است به‌عبارت دیگر درطی سال‌های ۱۹۹۰ـ۱۹۹۵ یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه تقاضا برای پوشش‌های مختلف بیمه‌ای را در کشورهای در حال توسعهٔ مورد بررسی ۰/۱۸ درصد افزایش می‌داده است. ضریب β_3 هم که مثبت و از لحاظ آماری نیز معنی‌دارند، دلالت بر میزان اختلاف بین کشش‌های درآمدی محاسبه شده در دو دورهٔ قبل ($Dum_1=۰$) و پس از عضویت در WTO ($Dum_1=۱$) را به میزان ۰/۰۹ دارد. به عبارت دیگر کشش درآمدی نمونهٔ مورد بررسی پس از عضویت در سازمان تجارت جهانی یعنی طی سال‌های ۱۹۹۵ـ۲۰۰۱، ۰/۰۹ افزایش یافته و به ۰/۲۷ درصد (۰/۰۹+۰/۱۸) رسیده است.

فرضیهٔ فرعی شمارهٔ سه:

ـ آزمون برابری عرض از مبدأها:

آمارهٔ F محاسبه شده برای مدل مورد بررسی با درجات آزادی ۲۰ و ۲۳۰ برابر است با ۵۳ که در مقایسه با آمارهٔ جدول در سطح ۹۵٪ یعنی ۱/۵۷، فرضیهٔ یکسان بودن عرض

از مبدأهای کشورهای مختلف رد می‌شود. در نتیجه می‌توان فرض نمود که عرض از مبدأ برای کشورهای مختلف متفاوت است.

ـ آزمون انتخاب شکل صحیح تابع:

$SSE_L = ۰/۲۳ \, , SSE_{LL} = ۱۶/۰۲ \, , Y_G^۲ = ۰/۰۰۴$

آمارهٔ L محاسبه شده که برابر ۱۵۰/۲۸ می‌باشد که در سطح احتمال ۹۵٪ از مقدار بحرانی جدول (۳/۸۴) بزرگتر می‌باشد در نتیجه فرضیهٔ یکسان بودن دو مدل خطی و لگاریتمی رد شده و چون مقدار محاسبه شدهٔ $SSE_L/Y_G^۲$ نیز بزرگتر از SSE_{LL} می‌باشد، مدل لگاریتمی انتخاب شده است.

D.W.	F	$R^۲$	$\beta_۲$	$\beta_۱$
۱/۶۰	۵۰۵۶/۸۸	۰/۹۵	ـ۰/۱۶	۰/۸۰
			(ـ۳/۴۵)	(۸/۱۴)

ـ صحت آماری مدل تخمین زده شده:

در این بررسی نیز آماره‌های t تمامی ضرایب از جمله ضریب متغیر موهومی $Dum_۱$ در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و مخالف صفرند. آمارهٔ F محاسبه شده نیز معنی‌دار بودن کلی رگرسیون را تأیید کرده و مقدار بحرانی آمارهٔ دوربین واتسون با k=۲ و n=۲۵۲ برابر با d_L=۱/۷۴ و d_u=۱/۷۸ است. در اینجا با توجه به آمارهٔ محاسبه شده یعنی D.W=۱/۶۰ و نزدیکی d_u می‌توان با کمی تخفیف عدم خود همبستگی این مدل را نیز تأیید نمود. بنابراین در این مدل نیز فرضیهٔ H، مطرح شده (فرضیهٔ فرعی سوم) رد می‌شود.

ـ تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده:

در این مدل هم ضریب متغیر موهومی عضویت در سازمان تجارت جهانی یعنی $\beta_۲$ برابر ۰/۱۶ـ و از لحاظ آماری هم معنی‌دار است و بدین معناست که با عضویت کشورهای در حال توسعه در سازمان تجارت جهانی، سهم بازار بیمهٔ کشورهای در حال توسعه از بازار جهانی حق بیمهٔ این کشورها سالانه حدود ۱۵ درصد ($(e^{-۰/۱۶}-۱)\times۱۰۰=-۱۴/۷۹$) کاهش یافته است.

نتایج

همان طور که مشخص شد هر سه فرضیه یا ادعا در سطح اطمینان ۹۵٪، (۵٪=α) رد شده‌اند. به عبارت دیگر در سطح اطمینان ۹۵٪ مشخص شد که عضویت در سازمان تجارت جهانی بر شاخص‌های عملکرد صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعه تأثیر دارد. اما نکتهٔ در خور توجه این است که مشخص شد این تأثیر منفی است.

با بررسی و مشاهدهٔ ضرایب محاسبه شدهٔ مربوط به عرض از مبدأها به این نتیجه می‌رسیم که پس از عضویت در WTO، طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۱ شاخص‌های عملکرد صنعت بیمهٔ (سه شاخص بررسی شده) کشورهای نمونهٔ در حال توسعه نسبت به سال‌های قبل از عضویت اندکی کاهش داشته‌اند. به عبارت دیگر تأثیرات مستقیم و مستقل عضویت در WTO بر روی صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعه در کوتاه مدت منفی و تقریباً ناچیز بوده است. علت را می‌توان این طور توضیح داد که در کوتاه‌مدت و در مراحل نخستین عضویت در سازمان تجارت جهانی، به دلیل عدم تطبیق و هم سویی کامل با قوانین و مقررات سازمان و در نتیجه پدیدار شدن آثار و تبعاتی که رفع آنها نیاز به زمان دارد، شاهد کاهش هر چند جزئی در هر یک از شاخص‌های مورد بررسی بوده‌ایم که می‌توان پیش‌بینی نمود با حذف محدودیت‌های کوتاه مدت ناشی از ناهنجاری‌های سیاسی و اقتصادی که در اکثر کشورهای در حال توسعه وجود دارند و تلاش در ریشه‌کن کردن آنها و نیز تن دادن بیشتر و کامل‌تر به الزامات جهانی شدن اقتصاد شاهد عدم کاهش شاخص‌های مورد بررسی (به صورت هر چند جزئی) و حتی افزایش آنها در بلندمدت باشیم.

مشاهدهٔ نتایج به دست آمده برای کشش‌های محاسبه شده در هر یک از فرضیات در دو حالت عضویت (سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۵) و عدم عضویت (سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۰) در WTO، نشان دهندهٔ افزایش و کارایی و اهمیت صنعت بیمهٔ کشورهای در حال توسعهٔ عضو سازمان تجارت جهانی است. مثلاً در فرضیهٔ شمارهٔ یک پس از عضویت در WTO، یک درصد افزایش در درجهٔ باز بودن اقتصاد (آزادسازی تجاری) به عبارت دیگر حرکت از اقتصادی بسته به سمت اقتصادی باز و یا یک درصد کاهش در مقررات انحصاری و حرکت به سمت مقررات زادیی بیشتر در اقتصاد، باعث افزایش بیشتری در شاخص نفوذ بیمه‌ای شده است و یا در فرضیهٔ شمارهٔ دو در مورد کشش درآمدی نیز قضیه به همین صورت است یعنی با افزایش یک درصدی درآمد ملی شاهد افزایش

بیشتری در حق بیمهٔ سرانه یا تقاضای بیمه در کشورهای در حال توسعهٔ عضو WTO نسبت به دورهٔ عدم عضویت آنها هستیم. در رابطه با کشش درآمدی محاسبه شده در فرضیهٔ شمارهٔ دو که به روش آثار ثابت نیز تخمین زده شده به نکات جالبی به شرح زیر به دست آمده است:

اولاً با توجه به اینکه مقدار کشش درآمدی محاسبه شده در دورهٔ عضویت و عدم عضویت، مثبت و کوچک‌تر از یک است پس می‌توان گفت که بیمه در این کشورها کالایی ضروری بوده، ثانیاً با عضویت در WTO این کشش افزایش یافته، به عبارت دیگر از ابتدای عضویت در سازمان تجارت جهانی سهم بیشتری از افزایش درآمد (با فرض ثابت بودن سایر شرایط) برای تقاضا و خرید خدمات مختلف بیمه‌ای اختصاص یافته و در نتیجه سهم کمتری از این افزایش درآمد برای تأمین غذا و معاش و ... تعلق گرفته است که از نظر اقتصادی می‌توان این طور تفسیر نمود که با توجه به اینکه هر قدر سهم تخصیص یافته برای غذای یک خانوار و یا ملت از درآمد کمتر باشد، رفاه آن خانوار یا ملت بیشتر است، می‌توان نتیجه گرفت که عضویت در سازمان تجارت جهانی باعث افزایش رفاه اجتماعی در کشورهای مورد بررسی حتی در کوتاه مدت و به طور هر چند جزئی شده است.

مطالب فوق را می‌توان به این صورت نیز بیان کرد که افزایش کارایی فعالیت‌های بیمه‌ای، متنوع‌تر شدن خدمات بیمه‌ای، گسترش بازار، ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر، انتقال تکنولوژی، گسترش سرمایه‌گذاری و مهم‌تر از همه بالا رفتن رفاه و قدرت انتخاب مصرف کننده و کاهش فقر به صورت هر چند جزئی، مهم‌ترین پیامدهای آزادسازی بازار بیمهٔ کشورهای در حال توسعه و عضویت آنها در سازمان تجارت جهانی است. با توجه به این واقعیت که در بازارهای نوظهور از جمله کشورهای در حال توسعه مقدار درآمد کمتر از کشورهای صنعتی است و صنعت بیمهٔ این کشورها هم هنوز گام‌های اولیهٔ توسعه را بر می‌دارد، هزینه‌های پرداختی برای خدمات بیمه به عنوان درصدی از درآمد در این کشورها بسیار کمتر از کشورهای صنعتی است و به عنوان مثال در سال ۱۹۹۹ به طور میانگین به ۲/۹ درصد تولید ناخالص داخلی می‌رسد (در کشورهای صنعتی ۸/۸ درصد است) و اینکه نفوذ حق بیمه و یا حق بیمه سرانه نیز به طور مشخصی در این بازارها در مقایسه با کشورهای صنعتی پایین بوده و به طور میانگین حدود ۵۰ دلار می‌رسد (این مسئله در مورد شاخص‌های مهم اقتصادی این کشورها از جمله

درآمدسرانه نیز صادق است) و در این میان تنها دو کشور هنگ‌کنگ و سنگاپور سرانهٔ هزینهٔ بیمه‌ای بیش از ۱۰۰۰ دلار دارند و با کشورهای صنعتی قابل مقایسه هستند. همچنین سهم ناچیز این کشورها از بازار جهانی حق بیمه و مهم‌تر از همه عملکرد نامطلوب و پایین اقتصادی (شاخص‌های مهم اقتصاد کلان) این کشورها و حاکمیت اقتصاد تک‌محصولی در آنها که باعث شده تا صادر کننده مواد اولیه محصولات کشورهای صنعتی شوند که در آینده همان محصولات را به صورت واردات دریافت می‌کنند می‌توان به سهم ناچیز ضرایب بررسی شده و همچنین افزایش ناچیز آنها پی‌برد.

با توجه به ماهیت مشابه اقتصاد ایران با کشورهای بررسی شده و براساس نتایج به‌دست آمده از تجارب این کشورها، این احتمال وجود دارد که عضویت ایران در WTO تأثیرات مستقل مثبتی بر روی صنعت بیمه حداقل در کوتاه‌مدت نداشته باشد. به تعبیر دیگر در صورتی که عضویت ایران در WTO اجرا شود انتظار می‌رود که شاخص‌های عملکرد صنعت بیمه یعنی شاخص‌های نفوذ بیمه‌ای، حق بیمه سرانه و سهم از بازار جهانی حق بیمه اندکی کاهش یابند. همچنین انتظار می‌رود علی‌رغم کاهش شاخص‌های مذکور، به دلیل افزایش برخی از کشش‌های مهم محاسبه شده در کوتاه‌مدت شاهد افزایش کارایی و گسترش فعالیت‌های بیمه‌ای به مقدار اندک باشیم.

پیشنهادها

با توجه به اینکه در حال حاضر ۹۰ درصد تجارت جهانی توسط کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی صورت می‌گیرد، ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه، به هیچ وجه نمی‌تواند از تأثیرات جهانی شدن اقتصاد در امان بماند، ضمن اینکه اقتصاد ایران به دلیل اینکه از یک سو وارد کنندهٔ حجم عظیمی از کالاها و خدمات از کشورهای عضو WTO است و از سوی دیگر به دلیل ساختار تک محصول صادرات خود و وابستگی سایر بخش‌ها به ویژه صنایع به بخش نفت و درآمدهای ارزی آن، وابستگی شدیدی به اقتصاد جهانی دارد. همچنین با استناد به استراتژی ترسیم شده در برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه که در راستای گسترش صادرات غیرنفتی است، صادرکنندگان و تولیدکنندگان کالاها و خدمات از جمله خدمات بیمه‌ای نیز باید در جست و جوی بازارهای جدید و گسترش بازارهای کنونی باشند. تغییر ساختار بیمه‌ای از حالت سنتی به مدرن در قالب تکمیل پوشش‌های بیمه‌ای موجود، استفاده بهتر و بهینه‌تر از

بیمه‌های‌عمر، ایجاد پوشش‌های جدید بیمه‌ای، ایجاد شرکت‌های خصوصی بیمه یا واگذاری سهام شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی و در نهایت مقررات زادیی در بازار بیمه برای ایجاد فضایی رقابتی در این صنعت می‌تواند به نوعی در راستای گسترش صادرات غیرنفتی مفید واقع شود.

مطلب مهمی که باید عنوان شود این است که هزینه‌های تعدیل اقتصادی در شرایط تن دادن به الزامات جهانی شدن از جمله عضویت در سازمان تجارت جهانی غیر قابل کتمان است. پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی رقیبان پر قدرتی را برای تولیدکنندگان داخلی به میدان خواهد آورد زیرا پس از آن، کالاها و خدمات خارجی به سهولت وارد کشور می‌شود و بازار تولیدکنندگان داخلی کالاها و خدمات با رکود مواجه می‌شود. ولی شواهد نشان می‌دهد که این گونه هزینه‌ها در مقابل منافع بلندمدت روند مذکور مشروط به شناسایی صادقانهٔ ناهنجاری‌های اجتماعی، سیاسی و اقتصادی و نیز عدم اتخاذ سیاست‌های بلندمدت تکمیلی ضعیف و بدون علم و آگاهی و ناسازگار با شرایط خاص کشور نظیر نظام اقتصادی و تجاری ناکارآمد و غیر قابل اصلاح که در صورت اتخاذ باعث تشدید و تمدید این هزینه‌ها می‌شود، ناچیز است.

با توجه به تحولات اقتصاد بین‌الملل برای بقا در صحنهٔ تجارت جهانی راهی جز الحاق ایران به WTO وجود ندارد و در بلندمدت نیز، امری اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. در نتیجه مقاومت در برابر جهانی شدن اقتصاد یا اتخاذ مواضع انزوا جویانه از اقتصاد و تجارت جهانی (عدم قبول این واقعیت که این ما هستیم که نیاز به ملحق شدن به این جریان داریم)، ضمن اینکه کشور را از آثار سوء این فرایند مصون نمی‌دارد، احتمال بهره‌مندی از منافع آن را نیز از بخش‌های مختلف اقتصاد کشور سلب می‌کند و نهایتاً به طولانی‌تر شدن مراحل به تأخیر افتادهٔ پیوند با همگرایی جهانی می‌انجامد و برای اینکه صنعت بیمهٔ ایران در این میان بتواند از جایگاه قوی و نیرومندی برخوردار باشد اتخاذ و انجام یک سلسله تدابیر و اقداماتی جهت بستر سازی اقتصادی و تجاری قبل از الحاق ضروری به نظر می‌رسد. از جمله این اقدامات می‌توان به بسترسازی قانونی از طریق بازنگری در برخی قوانین مورد نظر قانون اساسی، سرمایه‌گذاری خارجی بیمه و تطبیق آنها با قوانین و مقررات سازمان تجارت جهانی اشاره نمود.

شایان ذکر است که در قوانین بیمه‌ای کشور تقریباً محدودیتی در خصوص مشارکت

شرکت‌های بیمهٔ خارجی در فعالیت‌های بیمه‌ای به چشم نمی‌خورد و صرفاً براساس تبصرهٔ مادهٔ ۳۵ قانون بیمه، انتقال سهام مؤسسات بیمهٔ ایرانی به دول خارجی یا انتقال بیش از ۴۹ درصد سهام آنها به اشخاص حقیقی یا حقوقی خارجی ممنوع اعلام شده است. لذا حتی چنانچه تبصرهٔ مادهٔ ۳۵ مبنی بر مشارکت ۴۹ درصد شرکت‌های بیمهٔ خارجی در ایران پذیرفته شود، این ماده مغایر با بند (و) از مادهٔ ۱۶ توافق‌نامه GATS است (دسترس به بازار)، زیرا براساس این بند، برقراری محدودیت‌هایی در مورد مشارکت سرمایهٔ خارجی از لحاظ حداکثر درصد سهام خارجی یا بر حسب کل ارزش یکایک یا مجموع سرمایه‌گذاری‌های خارجی ممنوع است. براساس مادهٔ ۴۶ قانون بیمه، مؤسسات خارجی باید طبق آیین‌نامه‌ای که به پیشنهاد بیمهٔ مرکزی ایران و به تصویب شورای عالی بیمه می‌رسد مبلغی برای هر یک از دو رشتهٔ بیمه‌های زندگی و سایر انواع بیمه نزد بیمهٔ مرکزی ایران تودیع نمایند. همچنین براساس مادهٔ ۴۷، انتقال درآمد مؤسسات بیمهٔ خارجی پس از تکمیل ودیعهٔ مذکور در مادهٔ ۴۶ به خارج بلامانع خواهد بود، مشروط بر آنکه رقم انتقالی در هر سال از ده درصد مبلغی که به عنوان ودیعه در نزد بیمهٔ مرکزی ایران است تجاوز نکند. همچنین براساس بند (ج) از مادهٔ ۱۶ GATS، برقراری محدودیت‌هایی در مورد تعداد کل عملیات خدمات یا مقدار کل ستانده خدماتی اعلام شده بر حسب واحدهای عددی تعیین شده چه به صورت سهمیه یا در قالب الزام ناشی از یک معیار نیاز اقتصادی ممنوع شده است و لذا مواد ۴۶ و ۴۷ قانون بیمهٔ کشور مغایر با مواد ب و ج از مادهٔ ۱۶ GATS است که لازم است تا این مغایرت‌ها رفع گردد.

همچنین مشارکت در مذاکرات سازمان تجارت جهانی از طریق مطالعات مستمر و تحقیقات دقیق اقتصادی ـ حقوقی توسط گروه‌های متخصص به گونه‌ای که آگاهی‌های لازم اقتصادی ـ حقوقی نسبت به مفاد موافقت نامه‌های سازمان تجارت جهانی توسط این گروه‌ها وجود داشته باشد تا در مواقع ضروری با دیدگاهی روشن نسبت به مسائل حضور در مذاکرات جهانی به صورتی مؤثر اقدام شود.

از آنجا که قوانین و مقررات سازمان تجارت جهانی از پشتیبانی ۱۴۰ کشور جهان برخوردار است و نتیجه حدود ۷۰ سال مذاکرات مستمر، مداوم و جدی میان کشورهاست نمی‌توان آن را نادیده گرفت و انتظار بهبود و یکسان سازی این قوانین با

قوانین داخلی‌مان (فارغ از مثبت یا منفی بودن قوانین) نیز بعید به نظر می‌رسد و پیشنهاد می‌گردد بحث عضویت و تطبیق شرایط و قوانین و مقررات داخلی کشور ما با شرایط و مقررات سازمان تجارت جهانی مورد بررسی و تصویب قرار گیرند.

مطلب دیگر این است که اجماع نظر در سازمان تجارت جهانی یک سنت در نظام تصمیم‌گیری این سازمان است و مخالفت حتی یک کشور با یک موضوع می‌تواند از شروع مذاکرات پیوستن کشوری جلوگیری کند. به همین علت ایران طی شش سال گذشته نتوانسته است به دلیل مخالفت امریکا مذاکرات خود را با گروه کاری این سازمان آغاز کند. برای حل این مشکل باید دستگاه دیپلماسی کشور برای بیرون رفتن از این وضع اقدامات لازم را انجام دهد. طبیعتاً این مسئله نیز یکی از مجموعهٔ مسائلی است که با موضوع امریکا گره خورده است.

در خاتمه باید توجه داشت که هر اندازه در این حرکت و پیوستن به فرایند جهانی شدن اقتصاد (که بهترین و مؤثرترین نشانهٔ این رخداد همان تولد سازمان تجارت جهانی است) تأخیر ایجاد شود، به همان نسبت انطباق مجدد ساختار اقتصاد و تجارت کشور با سمت و سو و ساختار اقتصاد جهانی مشکل‌تر و پرهزینه‌تر خواهد بود. در دهکده جهانی فردا بسیار دیر است، باید از لحظه‌ها بهترین استفاده را کرد یا صحنه را ترک گفت.

منابع

۱. اتاق بازرگانی بین‌المللی، کمیسیون خدمات مالی و بیمه، «آزادسازی تجارت در خدمات بیمه»، سند شمارهٔ ۲. Rev ۲/۱۶-۱۱۳، ۲۵ ماه مه سال ۲۰۰۰.

۲. اتاق بازرگانی بین‌المللی، کمیسیون خدمات مالی و بیمه، «آزادسازی تجارت در خدمات مالی»، سند شمارهٔ ۵-۷۰-۱۱۳، ۲۵ ماه مه سال ۲۰۰۰.

۳. امیدبخش، اسفندیار. طارم سری، مسعود، «آشنایی با موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت (گات) و بررسی الحاق جمهوری اسلامی ایران به آن»، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، آذر ۱۳۷۲.

۴. خسروی نژاد، علی‌اکبر. «برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام شده)»، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شمارهٔ ۲۰، سال ۱۳۸۰.

۵. سازمان ملل متحد، «کشورهای در حال توسعه و سازمان جهانی تجارت (گات) فرصت‌ها و چالش‌ها»، ترجمه: احمد یزدان پناه ـ سیف ا... صادقی یارندی، مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۷۶.

۶. سرفراز، لیلا. «بررسی موانع قانونی پیوستن ایران به WTO با نگرشی بر سیاست‌های بازرگانی موجود در زمینهٔ ماشین‌ها و دستگاه‌های برقی»، اطلاعات سیاسی اقتصادی، شمارهٔ ۱۷۸ـ۱۷۷، خرداد و تیر ۱۳۸۱.

۷. کمیجانی، اکبر. «نگاهی اجمالی به شکل‌گیری سازمان تجارت جهانی و تحلیلی از جنبه‌های حقوقی و اقتصادی ناشی از الحاق ایران به WTO»، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شمارهٔ ۱، سال ۱۳۷۵.

۸. گجراتی، دامودار. «مبانی اقتصاد سنجی (جلد اول و دوم)»، ترجمه: حمید ابریشمی، دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.

۹. وزارت امور اقتصادی و دارایی، معاونت امور اقتصادی، تحلیلی پیرامون تجارت ـ تجربه عملی پیوستن برخی از کشورها به سازمان تجارت جهانی (WTO) و آثار اقتصادی الحاق ایران به آن، تیرماه سال ۱۳۷۴.

10. Baltagi, Badi H. 1995, "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley and Sons.

11. Johnston,J.1997,"Econometrics Methods",Fourth Edition,McGraw-Hill.Co.

پرتال جامع علوم انسانی