اثر هم‌گرایی اقتصادی بر روابط تجاری کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت (WTO) و اتحادیه‌های منتخب

سید کمیل طیبی

عضو هیأت علمی و دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان komail@econ.ui.ac.ir

احمد گوگردچیان

عضو هیأت علمی و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان agoogerdchian@yahoo.com

یاسر عباسلو

کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان y_abbaslou@yahoo.com

تاریخ دریافت : ۸۷/۳/۲۷ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

پس از تشکیل سازمان جهانی تجارت در سال ۱۹۹۵، نه تنها همه‌ی کشورهای جهان ملزم به کسب عضویت در آن سازمان شدند، بلکه کشورهایی که از پتانسیل بالای اقتصادی برخوردار بودند با ورود به این سازمان، از مزیت‌های نسبی خود به نحو شایسته‌ای بهره گرفتند و روابط تجاری را گسترش دادند. یک هدف این سازمان تحق همگرایی اقتصادی بین کشورها بوده است. اکنون سئوال قابل طرح این است که آیا در فرایند جهانی شدن، هم‌گرایی در شاخص‌هایی مثل سیاست‌های پولی، نرخ بهره و پول‌های رایج (نرخ ارز) می‌تواند منجر به گسترش جریان‌های تجاری در بین اعضای سازمان جهانی تجارت و حتی اعضای اتحادیه‌های اقتصادی شود؟

هدف این مقاله پاسخ به سئوال مطرح شده در بالا از طریق ارائه‌ی یک تحلیل نظری و توصیفی از رابطه‌ی بین هم‌گرایی اقتصادی و تجارت بین‌الملل است. هم‌چنین با استفاده از داده‌های ۱۲۶ کشور جهان در دوره‌ی ۱۹۹۵-۲۰۰۴، یک الگوی اقتصادسنجی تجارت برآورد می‌شود، تا تأثیر پذیری جریان‌های تجاری از هم‌گرایی‌های اقتصادی در کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت و اتحادیه‌های منتخب بررسی شود. نتایج مطالعه بر هم‌گرایی مالی در گسترش تجارت مابین کشورهای عضو تأکید دارد.

طبقه‌بندی JEL : C23، F13، J51 و O47.

کلید واژه: سازمان جهانی تجارت (WTO)، اتحادیه‌های اقتصادی، هم‌گرایی اقتصادی، داده‌های پانلی

۱- مقدمه

واژه‌ی جهان[1]، بیش از چهارصدسال است که قدمت دارد، اما اصطلاح جهانی شدن و جهانی‌سازی[2] از اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی رواج یافت، به گونه‌ای که نخستین بار فرهنگ وِبستر[3]، تعاریفی برای این واژه ارائه داد (والترز، ۱۹۹۵)[4]. جهانی شدن، فرایندی است که بر گسترش ارتباطات و رسانه‌های جهانی، گسترش فعالیت شرکت‌های چندملیتی، تسریع معاملات مالی و تجاری جهانی، جهانی شدن فرایند تولید، توزیع و مبادله، تسهیل در نقل و انتقال افراد، اندیشه‌ها و کالاها، گسترش سازمان‌های فراملّی و بین‌المللی، گسترش و تشدید هم‌گرایی‌های اقتصادی بین جوامع مختلف و در نهایت بر حذف مرزهای جغرافیایی، دلالت دارد (بزرگی، ۱۳۸۲).

از این منظر جهانی شدن رویکردهای مختلفی را شامل می‌شود، که مهم‌ترین آن در جنبه‌های اقتصادی و تجاری است و نمود بارزتر آن در پیوستن کشورها به سازمان جهانی تجارت (WTO) است. در این ارتباط برخی از تعیین کننده‌های روابط تجاری اعضای WTO، بر هم‌گرایی درآمدی، نرخ ارز و نرخ بهره، لغو انحصارات دولتی و خصوصی، جریان آزاد اطلاعات، تخصیص بهینه‌ی منابع به‌وسیله‌ی بازار، جداسازی دو مفهوم اقتصاد و تأمین اجتماعی و ایجاد دولت ناظر به جای دولت عامل در عرصه‌ی سیاست و اقتصاد تکیه دارند.

در این زمینه، الزام کشورهای عضو در برطرف کردن شکاف‌های درآمدی و تولیدی، یکسان سازی سیاست‌های پولی، هم‌گرایی نرخ بهره و استقرار اتحادیه‌های پولی در قالب زیر بلوک‌های اقتصادی و منطقه‌ای، در چارچوب اهداف این سازمان قرار می‌گیرد. بر این اساس، هدف این مقاله بررسی اثرات شاخص‌های هم‌گرایی اقتصادی بر گسترش جریان‌های تجاری کشورهای عضو است، به طوری که اعتبار آماری و تجربی این اثرات از طریق یک چارچوب اقتصاد سنجی برای ۱۲۶ کشور عضو (با توجه به دسترس بودن داده‌ها) و در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۵ آزمون می‌شود، که برای اطلاعات مورد نیاز از پایگاه‌های اطلاعاتی صندوق بین‌المللی پول، سازمان جهانی تجارت و سایر پایگاه‌های اطلاعاتی استفاده شده است.

---

1 - Globe.
2 - Globalization.
3 - Webster.
4 - Walters.

۲- هم‌گرایی اقتصادی و تجارت

در ادبیات اقتصاد بین‌الملل نقش عواملی چون جریان‌های بین‌المللی سرمایه، هم‌گرایی مالی و اقتصادی کشورها، آزاد سازی و هم‌گرایی در نرخ‌های بهره‌ی منطقه‌ای و بین‌المللی، آزاد سازی نرخ ارز و تشکیل اتحادیه‌های پولی، به توسعه‌ی ابعاد جهانی شدن اقتصاد اشاره دارد (پراساد و دیگران، ۲۰۰۳)[1].

از منظر تاریخی در دور اول جهانی شدن مالی که از ۱۸۷۰ شروع شد و تا سال ۱۹۱۴ ادامه یافت، عمده، فعالیت‌های اقتصادی جهان بر محوریت استاندارد طلا بود. مهم‌ترین پدیده‌ی پولی در این دوره، ایجاد لنگرگاه پولی[2] در قالب ثبات ارزش برابری پول کشورها به طلا و به یکدیگر بود، که منجر به هم‌گرایی نرخ بهره بین کشورها نیز شد. این در حالی است که با از دست رفتن اعتبار رژیم استاندارد طلا طی دوره‌ی ۱۹۱۴ تا ۱۹۴۵، سیاست‌های پولی عمدتاً تابع اهداف سیاست‌های داخلی کشورها شد، به طوری که در این دوره، جهان شاهد وجود یک نظم مالی بین‌المللی واگرا شده‌ای بود که منجر به افول جریان‌های تجاری نیز شد (تقوی، ۱۳۸۲). سپس بین سال‌های ۱۹۴۵ تا ۱۹۷۱، تلاش شد تا اقتصاد جهانی دوباره شکل خود را بر مبنای گسترش مبادلات بازیابد. در این دوره، رشد اقتصادی و تجارت جهانی رونق یافت، هر چند نگرانی ایجاد شده از دو جنگ هنوز وجود داشت، به طوری که صندوق بین‌المللی پول ابتدا از کنترل سرمایه و اعمال سیاست‌های مستقل حمایت می‌کرد، ولی از اواخر دهه‌ی ۱۹۶۰، کشورها به آزادسازی سرمایه روی آوردند. در این دوره‌ی هم‌چنین نظریه‌ی جدیدی با عنوان تشکیل اتحادیه‌های پولی[3] در سال ۱۹۵۹ و نیز مناطق پولی بهینه در سال ۱۹۶۳، شکل گرفت. در این نظریه، اتحادیه‌ی پولی، گروهی از کشورها هستند که با وجود حفظ استقلال پولی خود (یا از دست دادن آن) در یک پول واحد سهیم بوده و معمولاً استقلال در سیاست‌های پولی، نرخ ارز و بهره‌ی خود را از دست می‌دهند (رز، ۲۰۰۶)[4].

از سوی دیگر، از سال ۱۹۷۱ دور جدیدی در حرکت بین‌المللی سرمایه آغاز شد، که طی آن نظام برتون وودز فرو پاشید و روند جدیدی در بازار مالی جهانی به‌وجود آمد. در این دوره برخی از کشورها بر نظام نرخ ارز ثابت اصرار داشتند، ولی بسیاری از کشورها، به ویژه کشورهای غربی این نظام را رها کرده و نظام شناور ارزی را انتخاب کردند. با

---

1 - Prasad et al.
2 - Anchor Money.
3 - Currency Unions.
4 - Rose.

حرکت کشورهای غربی به سمت نظام نرخ ارز شناور، کنترل سرمایه که قبلاً برای حفظ ثبات نرخ ارز اعمال می‌شد، دیگر لازم نبود، به گونه‌ای که در این دوره، بسیاری از محدودیت‌های اِعمال شده بر حرکت جهانی سرمایه حذف شد (اسلاملوئیان، ۱۳۸۱).

بنابراین در بررسی این تحولات، ملاحظه می‌شود که در توسعه‌ی روابط مالی و اقتصادی بین‌المللی و نیز روابط تجاری جهانی، بر مواردی مانند تکیه بر یک پول واحد (یا طلا) به عنوان لنگرگاه پولی، هم‌گرایی در نرخ بهره کشورها، گسترش جریان‌های سرمایه و توسعه‌ی روابط مالی کشورها، تأکید شده است. به‌ویژه در رویکرد امروزی نظام مالی بین‌المللی، تبعیت کشورها از اقتصاد جهانی، در گرو منافع مشترک آنهاست، که متضمن رشد مبادلات تجاری، انتقال دانش فنی، نشر مالی و سرریزهای تکنولوژی می‌باشد. در این مورد، مناسبات جهانی اقتصادی شاهد شکل‌گیری اتحادیه‌های مالی و اقتصادی برای ایجاد رابطه‌ی بین هم‌گرایی اقتصادی و روابط تجاری بوده است.

در این ارتباط، محققانی مانند رز و انگل (۲۰۰۱)[1] و رز (۲۰۰۶)، با تبیین نظری و تجربی نشان دادند که تشکیل اتحادیه‌های پولی و دسترسی به یک لنگرگاه پولی، مهم‌ترین تأثیر خود را بر تجارت دارد. ماندل[2]، نیز، به دنبال یافتن پاسخ برای این سؤال که چگونه وجود پول‌های متعدد می‌تواند موجب افزایش هزینه‌های مبادلاتی شود، در سال ۱۹۵۸ مقاله‌ای با عنوان «تئوری تعدیلات بین‌المللی و واحدهای پولی بهینه» تدوین کرد، که در آن چگونگی تشکیل اتحادیه‌های پولی ارائه شده است. در نظریه‌ی ماندل، یک پول بهینه در یک ناحیه، هزینه‌ها را کاهش داده و بر سطح تجارت در آن ناحیه می‌افزاید (ماندل، ۱۹۹۷).

از سوی دیگر، تحرک سرمایه و افزایش آزادسازی جهانی بازارهای مالی و نقل و انتقال وجوه بین مرزها، کشورها را در جهت ادغام بین‌المللی بازارهای سرمایه و افزایش قابل ملاحظه‌ی تحرک سرمایه قرار داده، به طوری که دست‌یابی به ذخیره‌ی پس انداز جهانی برای بیش‌تر اقتصادها فراهم شده است. اما از آن جا که معمولاً سرمایه‌ها براساس مزیت‌ها توزیع می‌شوند، برآیند تخصیص بهینه‌تر منابع، از طریق تحرک سرمایه، موجب افزایش حجم تولید در مقیاس جهانی شده و به دنبال خود رشد اقتصاد جهانی و تجارت را تحت تأثیرگذار قرار می‌دهد (گوگردچیان، ۱۳۸۷).

در مجموع، گسترش جریان‌های سرمایه در بازارهای جهانی که در اثر آزاد سازی‌های مالی شکل می‌گیرد، بانک‌های مرکزی کشورها را به سمت اتخاذ سیاست‌های

---

1 - Rose and Engle.
2 - Mundel.

پولی یکسان ترغیب می‌کند، که نمونه‌ای از آن در اتحادیه‌ی اروپا و کشورهای جنوب شرق آسیا برای تعیین مناسبات مالی یک‌پارچه، ظهور یافته است. بر این اساس، ساز و کار سیاست‌های پولی یگانه[1] در به‌کارگیری ابزار آن، به خصوص کاهش شکاف در نرخ‌های بهره، برای ایجاد هم‌گرایی بیش‌تر در این نرخ‌ها مشاهده می‌شود. هم‌گرایی در نرخ بهره که به منزله‌ی ادغام بازارهای مالی است، زمینه‌ی اجرای سیاست‌های پولی همسانی را برای کشورها فراهم می‌کند، تا علاوه بر مقابله‌ی مشترک با سیکل‌های تجاری، از طریق سیال بودن جریان‌های سرمایه، در بازارهای مالی ادغام شده، ظرفیت‌های تولیدی خود را نیز افزایش دهند. علاوه بر این، در نتیجه‌ی تحقق رشد اقتصادی در یک اتحادیه اقتصادی و گسترش ظرفیت‌ها مبتنی بر صرفه‌های بیرونی ناشی از مقیاس، عرضه‌ی کالاهای صادراتی افزایش می‌یابد. در صورت تداوم رشد اقتصادی اعضا، که ریشه در تثبیت جریان‌های گسترش یافته سرمایه دارد، تنوع سازی و کیفیت برتر تولید منجر به انگیزش تقاضا برای کالاها و خدمات سایر اعضا و در نهایت ایجاد تجارت[2] می‌شود.

در این ارتباط، کارن (۲۰۰۳)[3]، معتقد است چندین روش برای توضیح چگونگی تأثیر بازارهای مالی هم‌گرا شده بر ایجاد تجارت وجود دارد، نخست این که، برای کشورهای در حال توسعه حذف کنترل‌های نرخ ارز موجب کاهش هزینه‌های مبادله‌ی مرتبط با تجارت می‌شود. علاوه بر این افزایش در امکان هجینگ در این کشورها، می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های عدم اطمینان نرخ ارز شده و محدودیت‌های تجاری را کاهش دهد. دوم این که، توسعه‌ی مالی از طریق ایجاد اطمینان برای سرمایه‌گذاران در مقابل نوسان‌های خارجی موجب کاهش هزینه‌های باز بودن تجارت می‌شود، که به دنبال آن می‌توان سیاست‌های آزاد تجاری را اجرا کرد.

توسعه‌ی مالی که مستلزم دسترسی به بازارهای مالی یک پارچه است، موجب تحریک کشورها به تخصیص بهینه‌ی منابع در صنایعی می‌شود که از خدمات مالی وسیع‌تر استفاده می‌کنند، یعنی صادرات کالاهایی که شدت مالی در آن‌ها زیاد است، افزایش می‌یابد. در نهایت، دسترسی بهتر به بازارهای مالی بین‌المللی این امکان را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند که سبد متنوعی از دارایی‌ها را داشته باشند که دارای ارزش تقریبا یکسانی برای کشورها است. در این صورت، کشورها می‌توانند ریسک خود را به راحتی تقسیم کرده و تخصیص منابع را بر اساس مزیت‌ها انجام دهند. بنابراین

---

1 - Single Monetary Policy.
2 - Trade Creation.
3 - Koren.

تلاش کارن (۲۰۰۳) برای تعیین وابستگی ساختار تجاری کشورها به جریان‌های مالی یک‌پارچه، با هم‌گرایی بیش‌تر در نرخ بهره مفهوم می‌یابد.

۳- ارائه‌ی الگو

این که هم‌گرایی‌های اقتصادی چگونه تجارت خارجی کشورهای عضو WTO را تحت تأثیر قرار می‌دهد، موضوعی است که در این بخش و در چارچوب یک الگوی تجربی بررسی می‌شود. همان طور که در بخش قبلی ملاحظه شد، در ادبیات جدید اقتصاد بین‌الملل، به جنبه‌های مختلف مسأله در تحلیل روابط مالی و تجاری پرداخته شده است. برای مثال، فلندرو و مورل (۲۰۰۲)[1]، به تبیین رابطه‌ی بین یکپارچگی‌های پولی و تجاری می‌پردازند. ابزار مورد استفاده آن‌ها یک الگوی جاذبه‌ی تجاری است، که در آن اثر یک پارچگی پولی بر جریان‌های تجاری دوجانبه‌ی کشورهای منتخب برآورد می‌شود.

از سوی دیگر، کارن (۲۰۰۳)، ضمن تصریح یک الگوی تعادل عمومی و بسط آن، چگونگی وابستگی ساختار تجاری کشورها به جهانی شدن مالی را تشریح می‌کند، که در آن ساختار تجاری کشورها با میزان یکپارچگی مالی آن‌ها ارتباط داشته و بنابراین وابستگی تجاری (نسبت تجارت به مصرف)، به عنوان تابعی از بازبودن سیستم مالی، ریسک بخش‌های تولیدی صادراتی، بهره‌وری بخش‌های تولیدی صادراتی در مقایسه با کل دنیا تعریف می‌شود. در این خصوص، متغیرهای باز بودن و بهره‌وری دارای رابطه‌ی مثبت با تجارت بوده، در حالی که رابطه‌ی ریسک با تجارت منفی است.

بنابراین، فرض می‌شود که حجم تجارت کشورهای عضو WTO که به سمت یک پارچگی و گسترش جریان‌های مالی و تجاری هدف گذاری می‌شود، به گونه‌ای شکل می‌گیرد که شاخص‌های هم‌گرایی متغیرهای درآمد، نرخ ارز و نرخ بهره، بر نقش وضعیت اقتصادی، یک پارچگی‌های پولی و سرمایه‌ای، ریسک‌های نرخ ارز و بازبودگی در گسترش یا عدم گسترش جریان‌های سرمایه دلالت داشته باشند. پس طبق تعریف:

$$\mathrm{Trade}_{wto} = f(\mathrm{ERC}, \mathrm{INC}, \mathrm{TRC}, W) \qquad (۱)$$

که در آن Trade_{wto} بیانگر حجم تجارت کشورهای عضو WTO، ERC هم‌گرایی نرخ ارز، INC هم‌گرایی درآمدی و TRC هم‌گرایی نرخ بهره است، فرض بر این است که مطابق با انتظارات نظری، بین هم‌گرایی‌ها و تجارت رابطه‌ی مثبت برقرار باشد. W نیز به

---

1 - Flandreau and Maurel.

مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی مربوط به اتحادیه‌های منتخب در جهان اشاره دارد، که انتظار می‌رود با تکمیل فرایند یکپارچگی بین آن‌ها حجم تجارت افزایش یابد. متغیرهای هم‌گرایی پیش گفته به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

$$\text{INC} = \log(\text{GDPPC} - \overline{\text{GDPPC}})^{2} \quad (۲)$$ (هم‌گرایی درآمدی)

$$\text{IRC} = \log(\text{IR} - \overline{\text{IR}})^{2}$$ (هم‌گرایی نرخ بهره)

$$\text{ERC} = \log(\text{ER} - \overline{\text{ER}})^{2}$$ (هم‌گرایی نرخ ارز)

که در آن GDPPC، IR و ER، به ترتیب درآمد سرانه، نرخ بهره و نرخ ارز در کشور i هستند. هم‌چنین $\overline{\text{GDPPC}}$، $\overline{\text{IR}}$، و $\overline{\text{ER}}$ نیز به ترتیب میانگین‌های درآمد سرانه، نرخ بهره و نرخ ارزکشورهای عضو WTO را نشان می‌دهند.

لذا در این مطالعه شکل نهایی الگوی تجارت WTO به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\text{Trade}_{(\text{WTO})it} = \alpha + \beta_{۱}\text{INC}_{it} + \beta_{۲}\text{ERC}_{it} + \beta_{۳}\text{IRC}_{it} + \beta_{۴}\text{ASEAN} + \beta_{۵}\text{GCC} + \beta_{۶}\text{NAFTA} + \beta_{۷}\text{MER} + \beta_{۸}\text{EU۱۵} + \beta_{۹}\text{MENA} + u_{it} \quad (۳)$$

در روابط فوق، ASEAN متغیر مجازی مربوط به اتحادیه‌ی جنوب شرق آسیا، GCC متغیر مجازی کشورهای عضو همکاری خلیج فارس، NAFTA متغیر مجازی برای کشورهای عضو بلوک اقتصادی نفتا،MER متغیر مجازی برای کشورهای عضو بلوک اقتصادی مرکوسور،EU15 متغیرمجازی برای کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا و MENA متغیر مجازی مربوط به کشورهای عضو حوزه‌ی دریای مدیترانه است.

در این مطالعه به علت نوع داده‌های مورد مطالعه (شامل بر ۱۲۶ کشور عضو WTO و دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۵)، روش داده‌های پانلی[1] در برآورد الگو استفاده می‌شود. داده‌های پانلی، محیط بسیار مناسبی برای گسترش روش‌های تخمین و نتایج نظری فراهم می‌کنند و محققان قادر به استفاده از داده‌های مقطعی سری زمانی برای بررسی مسایلی می‌شوندکه امکان مطالعه‌ی آن‌ها در محیط‌های فقط مقطعی یا فقط سری زمانی وجود ندارد. روش داده‌های پانلی، روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی است (بالتاجی، ۲۰۰۵)[2]. یک فرم کلی از تصریح الگوی اقتصاد سنجی مبتنی بر داده‌های پانلی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=۲}^{k} \beta_{kit} X_{it} + \mu_{i} + \nu_{it} \quad (۴)$$

---

1 - Panel Data.
2 - Baltagi.

که جزء اخلال v_{it} دارای توزیع نرمال است و به‌ازای آن تمام iها و tها مستقل از X_{it} است. μ_iها نیز که بیان کننده‌ی اثرات فردی یا ناهمگنی‌ها در کشورها هستند، در قالب اثرات تصادفی[1] یا اثرات ثابت[2] ظاهر می‌شوند و در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، تحت فرضیه‌ی زیر مورد ارزیابی قرار می‌گیرند:

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_N = 0$

H_1 : حداقل یکی از μ_iها مخالف صفر است

چنان‌چه فرض صفر پذیرفته نشود، دلالت بر ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی (کشورها، بنگاه‌ها و خانوارها) دارد. در این آزمون، تأیید فرضیه‌ی H_0 بیانگر انتخاب روش اثرات تصادفی و عدم تأیید آن بیانگر انتخاب روش اثرات ثابت است (بالتاجی، ۲۰۰۵).

۴- نتایج تجربی

همان طور که در بخش‌های قبلی مطرح شد، هم‌گرایی‌های مختلف که در قالب هم‌گرایی پولی، هم‌گرایی نرخ بهره و هم‌گرایی درآمدی شکل می‌یابند بر گسترش جریان‌های تجاری مابین کشورهای جهان، اعم از شمال و جنوب که عضو WTO هستند، تأثیرگذار است. بدین منظور، الگوی تصریح شده در بخش قبل که در آن تأثیر این نوع هم‌گرایی‌ها بر تجارت کالاها و خدمات قابل بررسی است، با استفاده از داده‌های پانلی ۱۲۶ کشور عضو این سازمان در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴- ۱۹۹۵ برآورد شده است. جدول (۱)، نتایج تجربی مربوط به الگوی تجارت سازمان جهانی تجارت را به روش اثرات ثابت داده‌های پانلی برای کشورهای عضو WTO گزارش می‌کند، به طوری که این نتایج با استفاده از آماره‌ی F_{Leamer} (برای انتخاب بین اثرات ثابت و تلفیق شده[3]) و آماره‌ی هاسمن (برای انتخاب بین اثرا ت ثابت و اثرات تصادفی) حاصل شده است. این نتایج، اثرگذاری هم‌گرایی‌های مختلف بر سطح تجارت کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت را نشان می‌دهد.

براساس اطلاعات جدول، تمامی متغیرهای هم‌گرایی درآمدی، نرخ ارز و نرخ بهره، در سطوح مختلف اهمیت آماری معنی‌دار هستند. ضرایب متغیرهای هم‌گرایی درآمدی و هم‌گرایی نرخ ارز دارای علامت مثبت، در حالی که ضریب متغیر هم‌گرایی نرخ بهره منفی و معنی‌دار است. از آن جا که هر یک از متغیرهای هم‌گرایی از لگاریتم مجذور

---

1 - Random Effects.
2 - Fixed Effects.
3 - Pooled.

جدول ۱- نتایج برآوردی الگوی تجارت اعضای WTO* به روش اثرات ثابت داده‌های پانلی

متغیر	ضریب	آماره‌ی t	احتمال
هم‌گرایی درآمدی	۰/۰۲۷۷	۱/۶۵	۰/۱۰۰
هم‌گرایی نرخ ارز	۰/۱۰۷	۱۸/۰۲	۰/۰۰۰
هم‌گرایی نرخ بهره	-۰/۰۱۶۸	-۱/۹۹	۰/۰۴۷
مقدار ثابت	۱۷/۶۲۴	۱۴۴/۰۹	۰/۰۰۰
F_{leamer} (۱۲۵,۹۷۴) = ۱۲۷۶/۵۸ pr>F=0.000			
$H(\chi_{(۳)}^{۲})$= ۹/۸۶ pr> $\chi^{۲}$ = ۰/۰۱۹۸			

* متغیر وابسته حجم تجارت کشورهای عضو WTO است.

منبع: جدول ۱- پیوست

تفاوت مشاهدات متغیر مورد نظر در هرکشور نسبت به میانگین اعضای WTO محاسبه شده است، بزرگ‌تر شدن این متغیرها به معنای افزایش شکاف و به عبارتی واگرایی آن‌ها از میانگین است، بنابراین اثرات ایجادشده توسط متغیرهای هم‌گرایی درآمدی و نرخ ارز بر خلاف انتظارات و گویای اثر بخشی واگرایی این متغیرها بر رشد تجارت اعضایWTO است. در حقیقت، این نتایج قابل توجیه است، زیرا اختلاف درآمد در کشورهای عضو با قدرت خرید متفاوت که متعلق به بلوک‌های شمال و جنوب است، منجر به انگیزش تجارت در بین آن‌ها می‌شود. کشورهای در حال توسعه هم‌چنان از سطح پایین‌تری از درآمد نسبت به کشورهای توسعه یافته برخوردارند، که این نیز شدت تفاوت در هم‌گرایی و رشد اقتصادی را بین آن‌ها نشان می‌دهد. به علاوه، کشورهای در حال توسعه، استراتژی‌های مختلف آزادسازی ای را دنبال می‌کنند که هنوز محدودیت در ظرفیت‌های اقتصادی داشته و هم‌چنان برای افزایش جریان‌های تجاری خود از سیاست‌های ارزی متنوعی مبتنی بر رژیم‌های ارزی تثبیت شده یا شناور مدیریت شده استفاده می‌کنند. البته لزوم بلوک‌های تجاری و رویکرد یک پارچگی در شاخص‌های مختلف اقتصادی می‌تواند راهکارهای مناسب‌تری را برای ایجاد هم‌گرایی و اثر بخشی اهداف سازمان جهانی تجارت (WTO) فراهم کند.

در مقابل، ضریب متغیر هم‌گرایی نرخ بهره‌ی معنی‌دار، دارای علامت منفی و موافق با انتظارات نظری برآورد شده است، به طوری که با کاهش شکاف نرخ‌های بهره و ایجاد هم‌گرایی در آن‌ها، حجم تجارت کشورهای عضو WTO افزایش می‌یابد. این نتایج، بیانگر لزوم آزاد سازی بیش‌تر مالی و افزایش جریان‌های سرمایه در بین کشورهای عضو برای گسترش تجارت بین‌الملل در چارچوب WTO است. پس می‌توان چنین استنباط

کرد که اولویت در تنظیم روابط مـالی و یـک پارچـه سـازی سیاسـت‌هـای مـالی بـرای گسترش روابط تجاری بین کشورهای عضو، اجتناب ناپذیر است.

به منظور بررسی نقش اتحادیه‌های اقتصادی در توسعه‌ی روابط تجاری تحت نظارت WTO که از آن‌ها به عنوان شکل‌گیری صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس یاد می‌شود و زمینه‌های رقابت پذیری بین‌المللی را برای کشورهای عضو اتحادیه‌ی مربوطه فراهم می‌کند، از چند متغیر مجازی مانند ASEAN (آسه آن)، GCC (شورای همیاری خلیج فارس)، MENA (کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در حوزه‌ی دریای مدیترانه)، NAFTA (نفتا)، EU15 (اتحادیه‌ی اروپا) و MER (مرکوسور) در برآورد دوباره‌ی الگوی تجارت WTO استفاده می‌شود. عضویت در این اتحادیه‌ها بیانگر دنباله روی کشورهای عضو از سیاست‌های تجاری WTO مبتنی بر تعرفه‌های ترجیحی و حذف تدریجی آن‌هاست. نتایج حاصل که در جدول (۲) گزارش شده است، نشانگر تأثیرپذیری معنادار و مورد انتظار تمامی اتحادیه‌ها بر حجم تجارت کشورهای عضو WTO می‌باشد. در این خصوص اثر استقرار اتحادیه‌هایی مثل ASEAN، NAFTA و EU که برنامه‌ی آزادسازی‌ها را دنبال کرده‌اند بر گسترش تجارت کشورهای عضو نسبت به سایرین چشم‌گیرتر بوده است.

جدول ۲- نتایج برآوردی الگوی تجارت WTO* به روش اثرات تصادفی: اثرات اتحادیه‌های اقتصادی

متغیرها	ضریب	آماره‌ی Z	احتمال
هم‌گرایی درآمدی	۰/۰۲۶۳	۱/۵۷	۰/۱۱۷
هم‌گرایی نرخ ارز	۰/۱۰۶۹	۱۸/۰۵	۰/۰۰۰
هم‌گرایی نرخ بهره	-۰/۰۱۵۵	-۱/۹۶	۰/۰۵۰
ASEAN	۳/۳۴۴۲	۴/۳۰	۰/۰۰۰
GCC	۱/۶۰۹۳	۱/۸۶	۰/۰۶۳
MENA	۱/۷۵۴۲	۲/۵۷	۰/۰۱۰
NAFTA	۴/۲۸۰۱	۳/۵۳	۰/۰۰۰
EU15	۳/۰۸۷۹	۶/۱۸	۰/۰۰۰
MER	۱/۵۱۳۳	۱/۷۵	۰/۰۸۱
مقدار ثابت	۱۶/۸۳۳۸	۷۹/۰۷	۰/۰۰۰

* متغیر وابسته‌ی حجم تجارت کشورهای عضو WTO است.

منبع: جدول ۲- پیوست

۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله به تصریح چارچوبی پرداخته شد که طی آن به پرسش‌هایی مبنی بر این‌که آیا در فرایند جهانی شدن و تحقق اهداف سازمان جهانی تجارت (WTO) چه نوع الزامات مالی برای کشورهای عضو ایجاد می‌شود، پاسخ داده شود. به سخن دیگر، آیا اجرای سیاست‌های آزاد سازی مالی به موازات سایر آزاد سازی‌های اقتصادی و شکل‌گیری یک پارچگی مالی، جریان‌های تجاری کشورهای عضو WTO را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ هم‌گرایی‌های اقتصادی در قالب هم‌گرایی‌های درآمدی، نرخ بهره و نرخ ارز می‌توانند به عنوان عوامل تأثیرگذار، بر توسعه‌ی جریان‌های تجاری کشورهای عضو WTO تأثیرگذار باشند.

مطابق با مباحث نظری که در آن هم‌گرایی‌های مختلف اقتصادی منجر به گسترش تجارت می‌شود، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هم‌گرایی در نرخ بهره اثر قابل قبول و معنی‌داری بر روابط تجاری اعضای WTO دارد. این نتیجه به تفاوت ساختار کشورهای عضو در خصوص تعلق آن‌ها به بلوک‌های شمال و جنوب اشاره دارد. علاوه بر این، وقوع بحران مکانیزم نرخ ارز در قبال تحرکات سرمایه به‌ویژه در دهه‌ی ۱۹۹۰ حتی در کشورهای پیشرفته مزید بر علت بوده است. با این حال، توسعه‌ی جریان‌های سرمایه‌ی بین‌المللی که از طریق هم‌گرایی در نرخ‌های بهره شکل می‌گیرد، اثر قابل انتظاری را بر جریان تجاری کشورها ایجاد می‌کند. این نتیجه بیانگر این واقعیت است که با هم‌گرایی در نرخ‌های بهره و تمایل به برابری بهره[۲۹]، تحرک در جریان‌های سرمایه همراه با کاهش هزینه‌های مربوطه (هزینه‌های مبادله و هزینه‌ی فرصت) منجر به توسعه‌ی تجاری و گسترش ظرفیت‌های بازارهای واقعی می‌شود که کمک شایانی برای نیل به اهداف WTO می‌نماید. در این خصوص، با توجه به نتایج کسب شده، نقش اتحادیه‌های اقتصادی در تنظیم و نهادینه سازی الزامات مالی در اقتصاد جهانی بسیار چشم‌گیر است.

فهرست منابع

۱- اسلاملوئیان،کریم (۱۳۸۱)، جهانی‌سازی، رژیم ارزی، رشد تولید و گسترش پولی در دیگر کشورها و مقایسه آن با ایران، مجموعه‌ی مقالات دوازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

1- Interest Parity.

۲- بزرگی، وحید (۱۳۸۲)، آغاز و فرجام جهانی شدن، مجموعه‌ی مقالات همایش جهانی شدن اقتصاد، مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۳- تقوی، مهدی (۱۳۸۲)، نهادهای پولی و مالی بین‌المللی، انتشارات پژوهشکده‌ی امور اقتصادی.
۴- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۹)، نظام ارزی مطلوب و رفتار واقعی نرخ ارز در الگوهای مالیه بین‌الملل، مؤسسه‌ی تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۵- گوگردچیان، احمد (۱۳۸۷)، ارزیابی رفتار اقتصاد جهانی در فرایند جهانی شدن مالی با تأکید بر رشد اقتصادی، تجارت و هم‌گرایی درآمدی، رساله‌ی دکترای اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
۶- والترز، مالکوم (۱۹۹۵)، جهانی شدن، ترجمه‌ی اسماعیل مردانی و سیاوش مریدی، انتشارات سازمان مدیریت صنعتی.
7- Ariyoshi, A, K. Habermeier, B. Laurens, I. Otker-Robe, J. I. Canales-Kriljenko, and A. Kirilenko (2000), Capital Controls Country Experiences with their use and Liberalization, IMF Occasional Paper, No. 190.
8- Baltagi, B. H. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition, New York: John Wiley and Sons.
9- Flandreau, M. and M. Maurel (2002), Monetary Union, Trade Integration, and Business Cycles in 19th Europe: Just Do It, CEPR Research Centre François Simiand.
10- Koren, M. (2003), Financial Globalization, Portfolio Diversification and the Pattern of International Trade, IMF, Working Paper.
11- Lim, L. K. (2005), "A Dollar or Yen Currency Union in East Asia," *Mathematics and Computers in Simulation*, Elsevier Publisher.
12- Mundell, R. (1997), Optimum Currency Areas Extended Version of a Luncheon Speech, Presented at a Conference on Optimum Currency Areas.
13- Prasad, E, K. Rogoff, S. Wei and M. A. Kose (2003), Effect of Financial Globalization on Developing Countries, Some Empirical Evidence, International Monetary Fund.
14- Rose, A. K (2006), Currency Unions, For the New Palgrave.
15- Rose, A. and C. H. Engel (2001), Currency Unions and International Integration, NBER, http://haas.berkeley.edu/~arose.
16- www.nationmaster.com
17- www.pwt.econ.upenn.edu
18- www.wto.org

جدول (۱- پیوست): نتایج برآوردی الگو تجارت WTO

```
Fixed-effects (within) regression       Number of obs    =   1103
Group variable (i): id                  Number of groups  =    126

R-sq: within = 0.3009                   Obs per group: min =      1
 between = 0.0044                                      avg =    8.8
 overall = 0.0100                                      max =     10
F(3,974)      =  139.74
corr(u_i, Xb) = 0.0438                  Prob > F      =  0.0000

------------------------------------------------------------------------------
ltrade |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|   [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
income | .0276982  .0168034   1.65  0.100  -.0052768  .0606731
er | .1066803  .0059261  18.00  0.000   .0950509  .1183097
interest | -.0158195  .0079682  -1.99  0.047  -.0314564  -.0001827
 _cons |  17.62373  .1223074  144.09  0.000   17.38371  17.86374
-------------+----------------------------------------------------------------
 sigma_u | 2.1405385
 sigma_e | .17496492
 rho | .99336312  (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:   F(125, 974) = 1276.58      Prob > F = 0.0000
Random-effects GLS regression           Number of obs    =   1103
Group variable (i): id                  Number of groups  =    126

R-sq: within = 0.3009                   Obs per group: min =      1
 between = 0.0046                                      avg =    8.8
 overall = 0.0101                                      max =     10

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(3)     =  419.30
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)            Prob > chi2      =  0.0000
------------------------------------------------------------------------------
ltrade |   Coef.  Std. Err.   z  P>|z|   [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
income | .0280776  .0167786   1.67  0.094  -.0048078   .060963
er | .1068124  .0059266  18.02  0.000   .0951965  .1184283
interest | -.0153125  .0079664  -1.92  0.055  -.0309263  .0003013
 _cons |  17.56235  .2262725  77.62  0.000   17.11886  18.00584
-------------+----------------------------------------------------------------
 sigma_u | 2.1329789
 sigma_e | .17496492
 rho | .99331631  (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------

. hausman fixed

 ---- Coefficients ----
 |  (b)     (B)      (b-B)   sqrt(diag(V_b-V_B))
 |  fixed    .     Difference     S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
income | .0276982  .0280776   -.0003794    .0009123
er | .1066803  .1068124   -.0001321          .
interest | -.0158195  -.0153125   -.0005071    .0001709
------------------------------------------------------------------------------
 b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
=    9.86
Prob>chi2 =   0.0198
```

منبع: نرم افزار Stata

جدول ۲- پیوست نتایج برآوردی الگو تجارت WTO

random-effects GLS regression Number of obs = 1103
Group variable (i): id Number of groups = 126

R-sq: within = 0.3009 Obs per group: min = 1
between = 0.4043 avg = 8.8
overall = 0.4002 max = 10

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(9) = 499.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

ltrade	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
income	.0263083	.0167618	1.57	0.117	-.0065442	.0591607
er	.1069262	.0059234	18.05	0.000	.0953165	.1185358
interest	-.0155712	.0079607	-1.96	0.050	-.0311739	.0000315
asean	3.344216	.7785534	4.30	0.000	1.81828	4.870153
gcc	1.609399	.8663589	1.86	0.063	-.0886332	3.307431
mena	1.754226	.6818479	2.57	0.010	.4178291	3.090624
nafta	4.280108	1.212289	3.53	0.000	1.904066	6.65615
eu15	3.087914	.4993926	6.18	0.000	2.109122	4.066705
mer	1.513373	.8662275	1.75	0.081	-.1844019	3.211147
_cons	16.83386	.2128944	79.07	0.000	16.4166	17.25113

sigma_u	1.6957478
sigma_e	.17496492
rho	.98946631 (fraction of variance due to u_i)

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects:

ltrade[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ltrade	4.566169	2.13686
e	.0306127	.1749649
u	2.875561	1.695748

Test: Var(u) = 0
chi2(1) = 4412.32
Prob > chi2 = 0.0000

منبع: نرم افزار Stata