سنجش تأثیر اینترنت بر تجارت خدمات

محمد علیزاده[1] و ابوالقاسم گل‌خندان[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۵/۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۱۸

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی نوع و میزان اثرگذاری اینترنت بر حجم تجارت خدمات در کشورهای گروه D8 (شامل ایران) در دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۳ است. بدین منظور از یک مدل جاذبه اصلاح شده در قالب داده‌های ترکیبی و روش برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) استفاده کرده‌ایم. نتایج نشان می‌دهد که نفوذ اینترنت تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت خدمات در کشورهای مورد مطالعه داشته است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱۰ درصدی در تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر (به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نفوذ اینترنت)، نسبت حجم تجارت خدمات به تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۱۸ درصد افزایش یافته است. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل نیز به‌همراه برآورده شدن علامت انتظاری ضرایب متغیرهای کنترل، برآورد درست مدل اقتصادسنجی را نشان می‌دهد.

۱. استادیار اقتصاد بخش‌عمومی، دانشگاه لرستان؛ alizadeh_176@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش‌عمومی، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)؛ golkhandana@gmail.com

واژگـان کلیـدی: اینترنـت، تجـارت خـدمات، کشـورهای گـروه D8، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)، مدل جاذبه.
طبقه‌بندی JEL: C23; F10; O3

۱. مقدمه

پیدایش اینترنت و فناوری اطلاعات و ارتباطـات[1](ICT) بـه‌عنـوان ارمغـان هـزاره سـوم، عرصه‌های گوناگون زندگی بشر را متحول‌کرده و جهان را به‌سوی دهکـده جهـانی سـوق داده است. اینترنت با از میان بردن محدودیت‌های زمانی و مکـانی در روابـط اقتصـادی، اجتماعی و فرهنگی مردم جهان، هزینه‌هـای اقتصـادی ناشـی از *ارتباطـات* را بـه‌شـدت کاهش داده است. از مهم‌ترین فرایندهای اقتصادی کـه در حـوزه تجـارت بـین‌الملـل بـا ارتباط مستقیم و غیرمستقیم بین کشـورها میسـر مـی‌شـود، جریـان تجـارت کالاهـا و خدمات است که اینترنت توانسته در قالب فرآیند نوین تجارت الکترونیکی به‌طـور قابـل ملاحظه‌ای آن را رونق بخشد (طیبی و همکاران، ۱۳۸۶).

به‌طور کلی، تجارت بین‌الملل از دو بخش کالاها و خدمات تشـکیل شـده اسـت؛ امـا دامنه رشد تجارت در بخش خدمات، گسترده‌تر اسـت. اگرچـه بخـش خـدمات در حـال حاضر بیش از ۶۰ درصد از حجم تولید جهانی را به‌خود اختصـاص داده اسـت، امـا ایـن بخش تنها حدود ۲۰ درصد از تجارت جهانی را تشـکیل مـی‌دهـد. از مهـم‌تـرین دلایـل محدودیت تجارت بین‌الملل در بخش خدمات این است که عملکرد بسـیاری از خـدمات مستلزم تماس فیزیکی بین تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان است که ارائـه خـدمات بـه نقاط دوردست را ناممکن می‌کنـد؛ امـا تکنولـوژی جدیـد بـه‌ویـژه اینترنـت، بـا کـاهش هزینه‌های حمل و نقل آن هم به‌طور چشم‌گیر و مؤثری بر ایـن محـدودیت غلبـه کـرده است. (فروند و وینهولد[2]، ۲۰۰۲: ۲۳۶).

با توجه به متون جدید موضوع، شمار مطالعاتی کـه در سـال‌هـای اخیـر بـه بررسـی رابطه بین اینترنت و تجارت بین‌الملل در قالب چارچوب‌های نظری و تجربی پرداخته‌اند، روبه افزایش بوده است(کوریهارا و فوکوشیما[3]، ۲۰۱۳). در این راستا و بـه طـور جزئـی و دقیق‌تر، با توجه به اهمیت تأثیر نفوذ اینترنـت بـر حجـم تجـارت خـدمات، بـه‌ویـژه در

1. Information and Communications Technology
2. Freund and Weinhold. (2002). P 236.
3. Kurihara and Fukushima

کشورهای در حال توسعه (با توجه به گسترش چشم‌گیر اینترنت در این‌کشورها نسبت به کشورهای توسعه‌یافته)،[1] این اثرگذاری در مطالعات بسیار اندک و انگشت‌شماری مورد بررسی و سنجش قرار گرفته است. بدین‌روی، در این مطالعه تلاش می‌کنیم با ارائه یک مدل در قالب مبانی نظری و مطالعات تجربی و استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی به بررسی تأثیر نفوذ اینترنت بر حجم تجارت خدمات در کشورهای گروه D8[2] بپردازیم. گروه D8 یا گروه هشت، که کشورهای مسلمان در حال توسعه: اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه در آن عضویت دارند، از جمله پیمان‌های منطقه‌ای است که به منظور ایجاد روابط مستحکم اقتصادی بین کشورهای در حال توسعه اسلامی و تقویت نفوذ این کشورها در بازارهای جهانی تشکیل شده است. با توجه به این توضیحات فرضیه اساسی این پژوهش، به صورت زیر تدوین شده است:

"تأثیر نفوذ اینترنت بر حجم تجارت خدمات در کشورهای گروه D8 مثبت و معنادار است."

۲. ادبیات پژوهش

اینترنت و پدیده حاصل از نفوذ آن در حوزه تجارت یعنی تجارت الکترونیک در سطح خرد، اثرات مختلفی نظیر کاهش هزینه جست‌وجو، کاهش موانع ورود به بازار، افزایش رقابت و کوتاه شدن زنجیره تولید و توزیع کالاها و خدمات را در پی داشته که باعث گسترش بازارهای جهانی کالاها و خدمات شده است. (لین[3]، ۲۰۱۴). در سال های پایانی دهه ۱۹۹۰ میلادی، اقتصاد جهانی با دو تغییر بنیادی و ساختاری، ناشی از جهانی‌شدن و انقلاب فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) روبه‌رو شده که برخی از تحلیل‌گران اقتصادی برآیند و پیامد این دو پدیده را "اقتصاد نوین"[4] نام نهاده اند. هر چند رونق زیاد

---

۱. بر اساس آمارهای گزارش‌شده از سوی اتحادیه ارتباطات بین‌المللی، بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰، تعداد کاربران اینترنت به‌ازای هر ۱۰۰ نفر در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به‌ترتیب به اندازه ۱۵۳، ۱۰۲ و ۲۳۵ درصد افزایش داشته است. بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ نیز، نسبت خانوارهایی که به اینترنت دسترسی داشته‌اند در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به‌ترتیب به اندازه ۷۵ ، ۶۲ و ۱۲۳ درصد افزایش داشته است.

2. Developing 8
3. Lin
4. New Economic

"اقتصاد نوین" از رکود اقتصادی سال ۲۰۰۱ در امان نبوده است، اما دو تغییر اصلی در اواسط دهه ۱۹۹۰ و اوایل دهه ۲۰۰۰ روی داد؛ ابتدا جهشی بزرگ در جریان بین المللی کالاها، خدمات و سرمایه به‌وجود آمد؛ به‌طوری‌که صادرات کل جهان از ۲۰ درصد تولید کل جهان در سال ۱۹۹۴ به ۲۹ درصد تولید کل جهان در سال ۲۰۰۱ افزایش یافته است. (بانک جهانی[1]، ۲۰۰۳). این افزایش از آنجا اهمیت پیدا می کند که در ۱۵ سال گذشته همواره صادرات بین ۱۸ و ۲۰ درصد تولید کل جهان متغیر بوده است. دومین تغییر، وقوع انقلاب در فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بوده است که احتمالاً بیشترین قسمت قابل ملاحظه این تحول، رشد سریع اینترنت بوده است. در این راستا، تعداد کاربران اینترنت از ۱۷ در هر ۱۰ هزار نفر در سال ۱۹۹۴ به ۳۵۲ در هر ۱۰ هزار نفر در سال ۲۰۰۳ افزایش یافته است. (اتحادیه ارتباطات بین المللی[2]، ۲۰۰۴). این تغییرات اساسی باعث علاقه‌مندی پژوهشگران به انجام پژوهش‌های متعددی در زمینه تأثیر نفوذ وگسترش اینترنت بر روی حجم تجارت بین‌الملل شده است.

به‌طور کلی، انواع تجارت بین‌الملل، عبارت است از تجارت بین‌الملل کالاها، تجارت بین‌الملل خدمات و تجارت بین‌الملل کالاها و خدمات. در این راستا یکی از مهم‌ترین فرآیندهای اقتصادی در حوزه تجارت بین الملل، جریان تجارت خدمات است. صندوق بین‌المللی پول[3] (۲۰۱۲)؛ تجارت بین‌الملل خدمات را تجارت خدمات بین افراد ساکن و غیرمقیم یک اقتصاد تعریف کرده است؛ اما در این راستا، لازم است که تعریفی از واژه خدمات نیز صورت گیرد. آنکتاد[4] (۲۰۰۴)؛ خدمات را کالاهای نامشهود و ناملموسی تعریف می کند که ممکن است تولید، انتقال و مصرف آنها هم‌زمان صورت گیرد. همچنین، آنکتاد (۲۰۰۴)؛ خدمات را اقدامی تعریف می‌کند که نتیجه یک فعالیت تولیدی بوده و تأثیرش در تغییر وضعیت واحدهای مصرف و یا تسهیل مبادله محصولات یا دارایی‌های مالی ظاهر می‌شود. بنابراین، خدمات، دامنه وسیعی از محصولات ناملموس و فعالیت‌هایی را در بر می‌گیرد که بیان آنها در یک تعریف ساده مشکل است. همچنین، در برخی موارد جداکردن خدمات از کالاها کار سخت و دشواری است. با این حال، تجارت بین‌الملل خدمات به‌دلیل تأثیراتی که در فرآیند تولید و ایجاد فرصت‌های جدید شغلی داشته، اهمیت و جایگاه ویژه‌ای یافته است. افزون بر این، ارزش‌افزوده بالای

1. World Bank
2. International Telecommunication Union
3. International Monetary Fund
4. UNCTAD

خدمات از یک‌سوی و وابستگی تجارت جهانی کالاها به خدمات به توجه روز افزون به این بخش منجر شده است، (وزارت امور اقتصاد و دارایی، ۱۳۹۲)؛ به‌گونه‌ای که در عصر حاضر رشد تجارت خدمات سریع‌تر از تجارت کالاست.

فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، از دهه ۱۹۹۰ توسعه چشمگیری داشته و کاربردهای آن به ایجاد تحولات عظیمی در فرآیندهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی منجر شده است؛ به‌طوری‌که برخی از روال‌های مرسوم پیشین منسوخ و جای خود را به شیوه‌های مجازی داده است. امر تجارت نیز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های عرصه اقتصاد مستثنا از این مقوله نیست. با ورود به بحث فناوری اطلاعات و ارتباطات، اینترنت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اجزای فاوا که مجموعه‌ای جهانی است، توجه همگان را به خود جلب کرده است؛ چرا که اینترنت در ارتباطات جهانی، جریان اطلاعات ورای مرزها را ممکن ساخته و هزینه های ارتباطات را کاهش داده است. در نتیجه کاهش این هزینه‌ها، تجارت بین‌المللی به‌ویژه در زمینه خدمات را ارتقا بخشیده و بخش‌هایی از خدمات را که پیش از آن، در مورد آنها تجارتی صورت نگرفته بود، وارد حیطه تجارت بین‌الملل نموده است. بنابراین، می‌توان اذعان داشت، اینترنت فرصت مناسبی را برای کشورها در مبادلات داخلی و بین‌المللی به‌ویژه در بخش خدمات فراهم نموده است.[1] (فروند و وینهولد، ۲۰۰۲).

فروند و وینهولد (۲۰۰۲)، تأثیر اینترنت را بر حجم تجارت خدمات دوجانبه کشور آمریکا با شرکای تجاری این کشور، در دوره ۱۹۹۵-۱۹۹۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها تجارت خدمات را به دو قسمت صادرات خدمات و واردات خدمات تقسیم کرده اند. همچنین، از یک مدل جاذبه تعمیم‌یافته[2] و به‌منظور برآورد آن از روش داده‌های

1. Freund, C. & Weinhold, D.

۲. Generalized Gravity Model: مدل جاذبه را نخستین بار تین‌برگن (Tinbergen) در سال ۱۹۶۲ برای توضیح جریان‌های تجاری دوجانبه به‌کار برد. این مدل در واقع برگرفته از قانون جاذبه نیوتن است. طبق این قانون، جاذبه بین دو جسم تابعی است از جرم دو جسم و فاصله بین آن‌ها. در مدل جاذبه‌ای که در علوم اقتصادی به‌کار می‌رود، نقش وضعیت اقتصادی دو منطقه و فاصله جغرافیایی آن‌ها بررسی می‌شود. در ساده‌ترین حالت وقتی‌که هیچ مانع و تشویقی وجود ندارد، جریان‌های تجاری دوجانبه را می‌توان با استفاده از این مدل به‌صورت تابعی مستقیم از اندازه دو کشور (تولید ناخالص داخلی یا همان GDP) و تابعی معکوس از فاصله جغرافیایی (D) بین دو کشور در نظر گرفت:

Xij=f(GDPi, GDPj, Dij)

در رابطه بالا GDPi GDPj به‌عنوان متغیرهای جرم در قانون نیوتن تلقی می‌شوند. در این رابطه تعدادی از متغیرها که بر تجارت دوجانبه کشورها تأثیر دارند، حذف شده یا در نظر گرفته نشده است؛ به همین دلیل از مدل

تابلویی[1] استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که اینترنت تأثیر مثبت و معناداری بر حجم واردات خدمات کشور آمریکا داشته است. این در حالی است که اینترنت تأثیر معناداری بر حجم صادرات کشور آمریکا به شرکای تجاری آن نداشته است.

بالیامون[2] (۲۰۰۲)، انیوو[3] (۲۰۰۲) و والستن[4] (۲۰۰۳) هر یک به طور جداگانه به بررسی همبستگی بین استفاده از ICT و درجه بازبودن تجاری پرداخته‌اند و سرانجام، هر سه به این نتیجه رسیده اند که رابطه مثبتی بین ICT و درجه بازبودن تجاری در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. انیوو (۲۰۰۲) نتیجه می‌گیرد که به آن اندازه‌ای که یک کشور در اقتصاد جهانی ادغام شده است، بازبودن تجاری آن می تواند نقش مهمی در دسترسی آن کشور به ICT داشته باشد. بنابراین، کشورهایی که سهم بیشتری در مبادلات تجارت بین‌الملل دارند، در تکنولوژی دیجیتالی پیشرفته‌تر می‌شوند. در مقابل، نتیجه مطالعات بالیامون (۲۰۰۲) و والستن (۲۰۰۳) نشان می دهد که سهم بالای کاربران اینترنت در کشورهای در حال توسعه، آزادی تجاری را در این کشورها افزایش داده است؛ به طوری که هر چه میزان استفاده از ICT بیشتر شود، افزایش درجه باز بودن تجاری را در پی خواهد داشت.

فروند و وینهولد (۲۰۰۴) با مطالعه تأثیر اینترنت بر تجارت بین الملل به این نتیجه رسیده‌اند که اینترنت باعث رونق تجارت می‌شود. نویسندگان با استفاده از سری‌های زمانی و مقطعی کشورهای مختلف جهان نشان می دهند که ۱۰ درصد رشد در فضاهای اینترنتی، به رشد ۰/۲ درصد در صادرات یک کشور منجر می‌شود. به‌طور متوسط با توجه به دامنه بررسی‌شده در این پژوهش، اینترنت باعث افزایش حدود یک درصد رشد در صادرات سالانه یک کشور در سال های ۱۹۹۷-۱۹۹۹ شده است. همچنین، این پژوهشگران نشان می دهند که اینترنت باعث رشد بیشتر تجارت در کشورهای همسایه و نزدیک شده است. به بیان دیگر، رشد تجارت در کشورهای دوردست کمتر بوده است؛

جاذبه تعمیم‌یافته استفاده می‌شود که دربرگیرنده متغیرهایی مانند جمعیت، اینترنت و مجموعه ای از متغیرهای مجازی تسهیل‌کننده و محدودکننده تجارت بین دو کشور مانند زبان و مذهب است.

1. Panel Data
2. Baliamoune
3. Onyeiwu
4. Wallsten

اما شواهدی به دست نیامده است که نشان دهد اینترنت تأثیر مستقیم بر ارتباط بین تجارت و دوری یا نزدیکی مسافت داشته باشد.

کلارک و والستن[1] (۲۰۰۶) در مطالعه خود به این نتیجه رسیده‌اند که دسترسی به اینترنت، عملکرد صادرات را در کشورهای در حال توسعه بر خلاف کشورهای توسعه‌یافته، بهبود می‌بخشد. به بیان دیگر، بهبود میزان دسترسی به اینترنت در کشورهای در حال توسعه، به افزایش صادرات این کشورها به کشورهای ثروتمند منجر می‌شود.

وماری و سیدیکی[2] (۲۰۰۹) تأثیر اینترنت را بر تجارت بین‌الملل در ۶۴ کشور جهان در سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. آنها از یک مدل جاذبه تعمیم‌یافته و به‌منظور برآورد آن از روش داده‌های تابلویی استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که اینترنت تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت بین‌الملل کشورهای مورد مطالعه داشته است.

چوی[3] (۲۰۱۰) تأثیر اینترنت را بر تجارت خدمات در ۱۵۱ کشور جهان در سال های ۱۹۹۰- ۲۰۰۶ بررسی کرده است. یافته های وی با استفاده از سه روش اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی تلفیقی[4](POLS)، اثرات ثابت[5](FE) و گشتاورهای تعمیم یافته[6](GMM) حاکی از تأثیر مثبت تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر (به عنوان شاخص نفوذ اینترنت) بر حجم تجارت خدمات در کشورهای مورد مطالعه است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰نفر، حجم تجارت خدمات را در کشورهای مورد مطالعه حدود ۰/۴۲-۰/۲۳ درصد افزایش می دهد. نتایج دیگر این پژوهش حاکی از تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (به‌عنوان شاخص تعمیق مالی) و اثر منفی جمعیت بر حجم تجارت خدمات است.

کوریهارا و فوکوشیما (۲۰۱۳) تأثیر گسترش اینترنت را بر تجارت بین‌الملل در دو گروه کشورهای در حال توسعه آسیایی و توسعه‌یافته OECD، با استفاده از اطلاعات مقطعی دو سال ۲۰۰۵ و ۲۰۱۰ مورد بررسی و مقایسه قرار داده‌اند. یافته های آنها نشان

1. Clarke and Wallsten
2. Vemuri and Siddiqi
3. Choi
4. Pooled Ordinary Last Square
5. Fixed Effects
6. General Method of Moments

می دهد که اینترنت در هر دو سال مورد بررسی و در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه اثر مثبتی بر تجارت بین الملل داشته است. این اثرگذاری مثبت در سال ۲۰۱۰ نسبت به سال ۲۰۰۵ برای هر دو گروه افزایش داشته و میزان افزایش آن در کشورهای آسیایی بیشتر از کشورهای OECD بوده است.

لین (۲۰۱۴) تأثیر اینترنت را بر تجارت بین الملل در ۲۰۰ کشور جهان در سال های ۱۹۹۰-۲۰۰۶ بررسی کرده است. یافته های وی در قالب یک مدل جاذبه تعمیم یافته و با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی[1](SGMM) تأثیر مثبت اینترنت بر تجارت بین‌الملل در کشورهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱۰ درصدی در تعداد کاربران اینترنت، تجارت بین الملل حدود ۰/۴-۰/۲ درصد افزایش می‌یابد.

طیبی و همکاران (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر استفاده از اینترنت بر جریان صادرات در چند کشور منتخب عضو اتحاد آسه آن[2] و ۴ کشور دیگر (شامل ایران) در سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۰۲ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد یک مدل هم‌زمان به‌روش داده‌های تابلویی، به‌طور متوسط افزایش یک‌درصدی در آمار استفاده کنندگان اینترنت، باعث ۰/۰۴۴ درصد افزایش در حجم تجارت کشورهای مورد مطالعه می‌شود.

کریمی و طیبی (۱۳۸۶) در پژوهش خود تأثیر تجارت الکترونیک را بر جریان‌های تجاری دوجانبه برخی از کشورهای عضو WTO در سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. آنها از یک مدل جاذبه تعمیم‌یافته و به‌منظور برآورد آن از روش داده‌های تابلویی استفاده کرده‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که افزایش یک‌درصدی در تجارت الکترونیک، جریان‌های تجاری دو جانبه کشورهای عضو WTO را به‌طور متوسط به‌میزان ۵ درصد افزایش می‌دهد. افزون بر این، با حضور تجارت الکترونیک، متغیر فاصله فیزیکی تأثیرات کمتری بر کاهش جریان‌های تجاری دوجانبه خواهد داشت.

لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی تأثیر اینترنت را بر صادرات ایران به ده کشور منتخب در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۱ در چارچوب مدل جاذبه تعمیم‌یافته و از طریق روش داده های تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که وجود اینترنت بر میزان صادرات کشور ایران مؤثر نبوده است. به بیان دیگر، استفاده از اینترنت

1. General Method of Moments
2. ASEAN

نتوانسته است از اثر منفی فاصله بر میزان صادرات کشور ایـران بکاهـد و باعـث افـزایش صادرات شود.

همان‌طور که از بررسی مطالعات تجربی یادشده مشخص می‌شود، تـاکنون مطالعـات تقریباً گسترده‌ای در زمینه تأثیر اینترنت بر حجم کل تجارت خارجی انجام شـده اسـت؛ اما این مطالعات، در زمینه سنجش تأثیر اینترنت بر تجـارت خـدمات (یعنـی بـه‌صـورت جزئی‌تر، با توجه به نقش مهم اینترنت در این جزء تجارت) ناچیز بـوده اسـت، بنـابراین، نیاز به بررسی‌های تجربی بیشتری برای گروه کشورهای مختلفی که با یکدیگر مبـادلات تجاری گسترده‌ای دارند، احساس می‌شود. افزون بر این تاکنون در هیچ مطالعـه داخلـی این اثرگذاری مورد بررسی قرار نگرفته و معدود مطالعات تجربی انجام شده داخلی نیز در زمینه سنجش تأثیر اینترنت بر صادرات و کل حجـم تجـارت اسـت. بـدین‌روی، در ایـن مطالعه تلاش می‌کنیم تا با ارائه یک مدل مفهومی بر اسـاس مطالعـات تجربـی و مبـانی نظری و برآورد آن از طریق روش‌های نـوین اقتصادسـنجی ایـن کاسـتی را تـا حـدودی برطرف کنیم.

۳. مدل و روش پژوهش

۳-۱. مدل پژوهش

مدل پانل پویایی[1] که در این پژوهش استفاده می‌کنیم، برگرفته از مطالعه تجربـی چـوی (۲۰۱۰: ۱۰۲) و به‌صورت زیر است:[2]

$$Ln(Services)it= \beta_0 Ln(Services)it\text{-}1 +\beta_1 Ln(Internet)it+\beta_2 Ln(GDP)it+\beta_3 Ln(POP)it+\beta_4 Ln(M2/GDP)it+\mu_i + \varepsilon_{it}$$
$$i=1,...,8 \quad \text{and } t=1995,...,2013 \qquad (۱)$$

رابطه بالا به‌صورت لگاریتمی تصریح شـده و عبـارت Ln پـیش از نـام متغیرهـا ایـن موضوع را نشان می دهد. اندیس t دوره زمانی مورد بررسی و اندیس i نیز تعـداد مقـاطع (کشورهای مورد بررسی) است. μ_i و ε_{it} نیز به ترتیب اثر ثابت کشورها (عرض از مبـدأ) و

1. Dynamic Panel

۲. همان‌طور که چوی (۲۰۱۰) بیان می‌کند این مدل برگرفتـه از یـک مـدل جاذبـه تعمـیم‌یافتـه بـوده کـه در آن اصلاحاتی اعمال شده است؛ از جمله حذف متغیر فاصله (مسافت) جغرافیایی. زیرا هدف بررسـی تـأثیر اینترنـت بـر حجم تجارت خدمات کشورهای مورد مطالعه، به صورت کلی است نه بررسی تأثیر اینترنت بر حجم تجارت خـدمات دوجانبه یا چندجانبه. همچنین، متغیرهای انـدازه‌گیـری‌کننـده اینترنـت و شـاخص تعمیـق مـالی (نسـبت حجـم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی) نیز با توجه به تأثیرگذاری آن‌ها بر حجم تجارت خدمات، به مدل اضافه شده‌اند.

جزء خطا هستند. در جدول ۱، اطلاعات کامل متغیرهای مدل پژوهش شامل نام، واحد اندازه‌گیری، نوع، علامت انتظاری ضریب و منبع جمع‌آوری داده‌ها نمایش داده شده است.

جدول ۱. اطلاعات مربوط به متغیرهای مدل پژوهش

متغیر	نام	واحد و نحوه اندازه‌گیری	نوع متغیر	علامت انتظاری ضریب	منبع داده‌های متغیر
Services	نسبت تجارت خدمات به تولید ناخالص داخلی	درصد	وابسته	-	WDI[1]
Internet	ضریب نفوذ اینترنت	*تعداد کاربران اینترنت به‌ازای ۱۰۰ نفر جمعیت*	اصلی	مثبت	**WDI**
GDP	تولید ناخالص داخلی	*میلیون، دلار آمریکا (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵)*	کنترل	مثبت	**WDI**
POP	جمعیت کل	*میلیون نفر*	کنترل	نامعلوم	**WDI**
M2/GDP	نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص تعمیق مالی	درصد	کنترل	مثبت	**WDI**

در این مطالعه با پیروی از مبانی نظری و مطالعات انجام شده در این حوزه، سه متغیر به‌عنوان متغیر کنترلی برونزا در مدل لحاظ شده‌اند که این متغیرها شامل تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه اقتصاد)، جمعیت کل (شاخص اندازه کشور) و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (شاخص تعمیق مالی) هستند. در مورد نحوه تأثیر اندازه اقتصاد بر روی حجم تجارت، انتظار می‌رود که این اثرگذاری مثبت باشد؛ چرا که هر اندازه یک اقتصاد بزرگتر و ظرفیت‌های تولیدی آن بیشتر باشد، امکان تولید بیشتر با هزینه کمتر برای آن (صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید)، بیشتر فراهم می‌شود، در نتیجه، در بازارهای بین‌المللی دارای مزیت نسبی خواهد بود. این موضوع باعث افزایش

1. World Development Indicators

صادرات آن کشور می‌شود. از سوی دیگر، این موضوع باعث می‌شود بازار داخلی قدرت جذب محصولات خارجی را داشته باشد؛ در نتیجه، میزان تجارت خارجی آن کشور افزایش می یابد(گروسمن و هلپمن[1]، ۲۰۰۵). در مورد نحوه تأثیر اندازه کشور بر روی حجم تجارت، دو دیدگاه کلی وجود دارد. بر اساس دیدگاه نخست، هرچه جمعیت یک کشور افزایش یابد، بازار داخلی آن، قدرت جذب محصولات بیشتری را از خارج از کشور دارد (افزایش واردات). از سوی دیگر، جمعیت بالاتر به تولید بیشتر منجر شده و به‌دلیل وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید، کالاهای تولیدشده با قیمت کمتری به بازارهای جهانی عرضه می‌شوند که به دلیل ایجاد مزیت نسبی، صادرات کشور افزایش می‌یابد.[2] (کوریهارا و فوکوشیما، ۲۰۱۳). بنابراین، از این دیدگاه افزایش جمعیت به افزایش حجم تجارت منجر می‌شود. در مقابل، دیدگاه دوم معتقد است که جمعیت عاملی است که انگیزه تجاری را با افزایش اندازه بازار داخلی و ارتقای سطح فعالیت اقتصادی در داخل، کاهش می‌دهد. به بیان دیگر، کشورهای با جمعیت بالاتر، گرایش بیشتری به داخل دارند؛ به این دلیل که بهتر می‌توانند از مقیاس اقتصادی نشأت‌گرفته از بازارهای داخلی خویش بهره‌برداری کنند که این باعث کاهش حجم تجارت می‌شود (سعادت و محسنی، ۱۳۹۳: ۴۴). بنابراین، در مورد علامت ضریب برآوردی این متغیر نمی توان از پیش قضاوت قطعی داشت. در مورد نحوه تأثیر تعمیق مالی بر روی حجم تجارت نیز، بایستی گفت که حضور این متغیر می‌تواند منعکس‌کننده مزیت نسبی یک کشور در تولید خدمات باشد؛ زیرا تفاوت تعمیق مالی (به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه مالی) در کشورها و در نتیجه، تفاوت در تخصیص کارای منابع مالی، موجب تفاوت در تکنولوژی و موجودی عوامل شده که این خود سبب مزیت نسبی و تخصصی‌شدن در تجارت بین‌الملل می‌شود. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که با افزایش این متغیر، حجم تجارت خدمات افزایش یابد.[3] (چوی، ۲۰۱۰).

۳-۲. روش پژوهش

از آنجا که در مدل پژوهش (رابطه ۱)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست رابطه ظاهر شده است، با یک الگوی داده های تابلویی پویا مواجه هستیم. آنچه که در

1. Grossman and Helpman
2. Kurihara and Fukushima
3. Choi.

این مدل ها مهم است، این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب متغیرهای دیگر به درستی برآورد شوند. (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵: ۱۲۹).فرم شکل کلی یک الگوی پویا در داده‌های تابلویی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

که در آن، $Y_{i,t}$ متغیر وابسته، X'_{it} بردار متغیرهای مستقل که با عنوان متغیرهای ابزاری نیز به کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع i ام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده های تابلویی، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی[2](OLS) سازگار نبوده (آرلانو و باند[3]، ۱۹۹۱) و باید به روش‌های برآورد حداقل مربعات دو مرحله ای[4](2SLS) اندرسون و هسیائو[5] (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتیاس و سوستر[6] (۱۹۹۱)، برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس های بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها به‌لحاظ آماری معنادار نباشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۱). لذابنابراین، روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند (۱۹۹۱) با تفاضل‌گیری از رابطه ۲ به صورت زیر:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \qquad (۳)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به‌صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad s \neq t \qquad (۴)$$

و حالت‌های اولیه Y_{it} از پیش تعیین‌شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad t \geq 2 \qquad (۵)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \qquad (۶)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله اول

1. Baltagi
2. Ordinary Last Square
3. Arellano and Bond
4. Two Stage Least Squares
5. Anderson and Hsiao
6. Matyas and Sevestre

برای متوازن‌کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به بیان دیگر این روش، متغیرهای با عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم.[1] در این روش از ماتریس متغیرهای ابزاری به‌شکل زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Y_{i1} & Y_{i2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & Y_{i1} & \cdots & Y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

جایی که سطرهای ماتریس بالا برابر با معادلات دیفرانسیلی از مرتبه اول برای دوره های $t = 2,3, \dots, T$ برای مقاطع i است، گشتاورهای شرطی استخراج می‌شوند. برآوردکننده‌های GMM که به‌صورت مجانبی کارا هستند، بر اساس مجموعه‌ای از گشتاوهای شرطی، معیار زیر را حداقل می‌کنند:

$$J_N = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \Delta v' {}_1 Z_i\right) W_N \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Z' {}_1 \Delta v_i\right) \qquad (۷)$$

این حداقل‌سازی با استفاده از ماتریس وزنی زیر انجام می‌گیرد:

$$W_N = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Z_i \widehat{\Delta v_1} \widehat{\Delta v_1}' Z_i)\right]^{-1} \qquad (۸)$$

در روش GMM ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند[2] (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند (۱۹۹۸) برآوردکننده گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری برآوردکننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آنها بنا شده است، به معتبربودن فرض نبودهمبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[3](۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[4]از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبربودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی[5] است که به‌وسیله

1. Baltagi
3. Blundell and Bond
4 Arellano and Bover
4. Sargan Test
5. Serial Correlation Test

آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، برآوردکننده GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. ردنشدن فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض نبودهمبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند[1]، ۲۰۰۲: ۴-۳) و با توجه به اینکه سازگاری این برآوردکننده بر اساس فرض نبودهمبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است.[2] گفتنی‌است که به‌منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و برآوردهای اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews7.0 و Stata10.0 استفاده کرده‌ایم.

۴. یافته‌های پژوهش

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی[3] متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد.[4] (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این‌روبدین‌روی، پیش از استفاده از این داده‌ها، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این پژوهش به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون، ایم و همکاران[5] (۲۰۰۳) استفاده کرده‌ایم. فرضیه صفر در این آزمون‌ها مبتنی بر نامانایی متغیر مورد بررسی است. خلاصه نتایج این آزمون را با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول ۲ ارائه کرده‌ایم. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده نتیجه می‌گیریم که تمام متغیرها (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) در سطح نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

1. Bond
2. Arellano, M. & Bond, S.
3. Stationary
4. Baltagi .
5. Im *et al.*

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد ایم و همکاران (۲۰۰۳)

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	درجه مانایی
Ln(Services)	-۱/۴۲ (۰/۰۸)	-۷/۱۴ (۰/۰۰)	**I(1)**
Ln(Internet)	۰/۳۱ (۰/۶۲)	-۳/۸۲ (۰/۰۰)	**I(1)**
Ln(GDP)	۰/۷۴ (۰/۷۶)	-۳/۴۶ (۰/۰۰)	**I(1)**
Ln(POP)	۱/۰۸ (۰/۸۵)	-۲/۷۷ (۰/۰۰)	**I(1)**
Ln(M2/GDP)	-۱/۵۵ (۰/۰۶)	-۴/۸۶ (۰/۰۰)	**I(1)**

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیر) هستند.
مأخذ: محاسبات این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

برآورد مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم‌انباشتگی[1] وجود دارد؛ اما هنگام استفاده از تفاضل‌گیری در برآورد ضرایب الگو، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از بین می‌رود. بنابراین، این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نیست. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی تابلویی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۹). در این مقاله به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی در مدل مورد استفاده از روش‌های ارائه‌شده توسط پدرونی[2] (۲۰۰۴) وکائو[3] (۱۹۹۹) استفاده کرده‌ایم.

پدرونی (۲۰۰۴) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی[4] است که شامل چهار آماره تابلویی: v، rho، PP و ADF است. این آماره‌ها متوسط آماره آزمون‌های سری‌زمانی هم‌انباشتگی تابلویی را در طول مقاطع نشان می‌دهد. آزمون دوم پدرونی (۲۰۰۴) مبتنی بر روش بین گروهی[5] است که شامل سه آماره گروه rho، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون نشان‌دهنده نبود هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود

1. Cointegration
2. Pedroni
3. Kao
4. Within-Dimension
5. Between-Dimension

عرض از مبدأ و متغیر روند در قسمت بالایی جدول ۳ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج ارائه‌شده در این جدول، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در دو آماره تابلویی PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به‌منظور اطمینان کامل از هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر سه مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) نیز استفاده می‌کنیم. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های مانایی دیکی فولر[1] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر نبود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو (۱۹۹۹) با استفاده از آماره ADF برای مدل برآوردی، در قسمت پایینی جدول ۳ نشان داده‌ایم. این نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می شود. بنابراین، بر اساس آماره ADF آزمون کائو (۱۹۹۹) نیز هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل برقرار است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی (۲۰۰۴)	
آماره	**مقدار**
Panel v-Statistic	-۲/۹۱ (۰/۹۹)
Panel rho-Statistic	۵/۰۱ (۱/۰۰)
Panel PP-Statistic	-۲/۸۵ (۰/۰۰)
Panel ADF-Statistic	-۴/۲۴ (۰/۰۰)
Group rho-Statistic	۶/۰۸ (۱/۰۰)
Group PP-Statistic	-۲/۷۸ (۰/۰۰)
Group ADF-Statistic	-۱/۹۲ (۰/۰۲)
آزمون کائو (۱۹۹۹)	
ADF	-۳/۱۲ (۰/۰۰)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نبود هم‌انباشتگی مدل) هستند.
مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews7.0

1. Dickey Fuller
2. Augmented Dickey Fuller

پس از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد. پیش از برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی[1] (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1,NT-K-N) استفاده شده کرده ایم که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N-1}{URSS/NT-K-N} \qquad (۹)$$

که در آن، RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از برآورد مدل تابلویی به دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده های تابلویی). از آنجا که محاسبات این پژوهش احتمال پذیرش فرضیه صفر را کمتر از ۵ درصد به‌دست آورده است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر قابلیت برآورد داده ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نشده و لازم است مدل به روش داده‌های تابلویی برآورده شود.

نتایج برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در قسمت بالای جدول ۴ آمده است. بر اساس نتایج قسمت بالای این جدول تمام متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده و دارای اعتبار آماری هستند (بجز عرض از مبدأ که معنادار نبودن آن اهمیت چندانی ندارد). همچنین، علامت ضرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در برآورد مدل برآورده می‌کنند. در قسمت پایین جدول ۴، نتایج آزمون‌های تشخیص مدل را آورده‌ایم. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفربودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل برآوردی رد شده، در نتیجه، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر همبسته نبودن پسمان‌ها با متغیرهای ابزاری را رد نکرده و حاکی از سازگاری برآوردکننده SGMM است؛ بنابراین، نتایج ضرایب

1. Pooling Data

برآوردشده از نظر آماری تأییدشده و قابل تفسیر هستند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنادار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه دوم AR(2) معنادار نباشد. (گرین[1]، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج پایینی جدول ۴، فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، در مدل پژوهش، تورش تصریح وجود ندارد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل پژوهش با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیر وابسته: Ln(Services)	ضریب برآوردی	متغیر
	۰/۷۶۲ (۰/۰۰۰)	Ln(Services(-1))
	۰/۰۱۸ (۰/۰۰۰)	Ln(Internet)
	۰/۸۲۸ (۰/۰۱۵)	Ln(GDP)
	-۰/۱۵۵ (۰/۰۸۱)	Ln(POP)
	۰/۳۲۵ (۰/۰۴۸)	Ln(M2/GDP)
	-۸/۴۲۲ (۰/۲۱۱)	C (عرض از مبدأ)
	آزمون‌های تشخیصی	
مقدار آماره		**نام آزمون**
۲۱۵۰/۸۲۲ (۰/۰۰۰)		والد
۱۱/۷۲۵ (۱/۰۰۰)		سارگان
-۱/۹۶۵ (۰/۰۴۶)		AR(1)
-۰/۵۴۴ (۰/۵۷۲)		AR(2)
۸		تعداد کشورها (مقاطع)
۱۵۲		تعداد مشاهدات

*اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی معنادار نبودن ضرایب و آماره‌ها) هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Statta10.0

1. Green

بر اساس یافته‌های جدول ۴، اثرگذاری اینترنت بر حجم تجارت خدمات کشورهای در حال توسعه گروه D8 که موضوع اصلی این پژوهش است، ۰/۰۱۸ محاسبه شده است که مطابق انتظار، نشان‌دهنده تأثیر مثبت اینترنت بر حجم تجارت خدمات این کشورها و تأیید فرضیه پژوهش است. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱۰ درصدی در تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر، نسبت حجم تجارت خدمات به تولید ناخالص داخلی، ۰/۱۸ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر مثبت اینترنت بر حجم تجارت خدمات، همسویی نزدیکی با نتیجه مطالعه چوی (۲۰۱۰) برای کشورهای در حال توسعه دارد. همچنین، نتیجه مطالعه فروند و وینهولد (۲۰۰۲) نیز تأییدکننده تأثیر مثبت اینترنت بر حجم واردات خدمات برای کشور آمریکاست. در مورد متغیرهای تولید ناخالص داخلی (شاخص مقیاس اقتصادی) و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (شاخص عمق مالی) نیز می‌توان گفت که بر اساس توضیحات ارائه‌شده در قسمت مدل مفهومی پژوهش، علامت ضریب برآوردی آنها مطابق انتظار مثبت است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در تولید ناخالص داخلی و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، حجم تجارت خدمات به ترتیب ۰/۸۲۸ و ۰/۳۲۵ درصد در کشورهای گروه D8 افزایش می یابد. این نتیجه، مطابق با نتایج مطالعات تجربی فروند و وینهولد (۲۰۰۲) و چوی (۲۰۱۰) است. در مورد متغیر جمعیت (مقیاس اندازه کشور) نیز می توان گفت که افزایش این متغیر، کاهنده حجم تجارت خدمات در کشورهای گروه D8 است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر، حجم تجارت خدمات در کشورهای مورد مطالعه به میزان ۰/۱۵۵ درصد کاهش می یابد. همان طور که در قسمت مدل مفهومی پژوهش نیز توضیح داده شد، افزایش جمعیت می تواند از طریق جذب بیشتر محصولات از خارج از کشور و همچنین افزایش تولید، به دلیل وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید و ایجاد مزیت نسبی، حجم تجارت خدمات را افزایش دهد (اثر مثبت)؛ اما از طرفی جمعیت بالاتر، موجب گرایش بیشتر به داخل کشور و کاهش حجم تجارت خدمات می‌شود (اثر منفی). بنابراین، نتیجه به‌دست‌آمده نشان‌دهنده غلبه اثر منفی جمعیت بر اثر مثبت آن در زمینه حجم تجارت خدمات در

کشورهای گروه D8 است. این نتیجه همانند نتایج مطالعات تجربی فروند و وینهولد (۲۰۰۲) و چوی (۲۰۱۰) است.[۱]

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

با شکل‌گیری تحولات اخیر در جهان و گسترش روزافزون استفاده از اینترنت، ایجاد روابط در سطح بین‌المللی بسیار آسان و کم هزینه شده است. روابط تجاری نیز با تأثیرپذیری از این امر گسترش چشمگیری داشته است. در این پژوهش با واردکردن متغیر تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر (به‌عنوان شاخص نفوذ اینترنت) در یک الگوی جاذبه اصلاح‌شده، به سنجش تأثیر اینترنت بر حجم تجارت خدمات در کشورهای در حال توسعه و اسلامی گروه D8 (شامل ایران) پرداختیم. بدین منظور از روش برآورد اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) استفاده کردیم.

یافته‌های این پژوهش نشان‌دهنده تأثیرگذاری معنادار و مثبت نفوذ اینترنت بر حجم تجارت خدمات کشورهای گروه D8 است؛ به‌گونه‌ای که به‌ازای ۱۰ درصد افزایش استفاده از اینترنت، حجم تجارت خدمات این کشورها به میزان ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد یافت. بر این اساس می‌توان گفت که امروزه فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌ویژه اینترنت نقش مهمی در تجارت خدمات کشورهای مورد مطالعه ایفا می‌کند. در عمل، پیام سیاستی نتایج این مطالعه بر توسعه بخش IT و بهینه‌سازی کاربرد اینترنت بر بخش خدماتی کشورهای گروه D8 است. با اصلاح زیرساخت‌های مخابراتی، تقویت بخش‌های خصوصی در ارائه سرویس‌های خدماتی و توسعه دولت الکترونیکی، پول الکترونیکی و تجارت الکترونیکی می‌توان زمینه تأثیر ۰/۱۸ درصد و بیشتر را بر حجم تجارت خدمات این کشورها بیش از پیش فراهم آورد. در واقع، گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند به توسعه روابط تجاری بین کشورها از طریق حذف هزینه‌های حمل و نقل، بهبود روابط مالی و تعمیق ارتباطات نوین بین بنگاه‌های اقتصادی کشورها منجر شود. در نتیجه، سیاست‌گذاران کشورهای مورد مطالعه بایستی برای توسعه فناوری ارتباطات و افزایش فضاهای اینترنتی تلاش نمایند.

---

۱. دلیل اصلی مقایسه نتایج تجربی این پژوهش با نتایج تجربی مطالعات فروند و وینهولد (۲۰۰۲) و چوی (۲۰۱۰) این است که تنها این دو مطالعه در زمینه موضوع پژوهش انجام شده‌اند.

منابع

- سعادت، رحمان و محسنی، ناهید. (۱۳۹۳). بررسی همگرایی اقتصادی میان ایران و کشورهای حوزه دریای خزر (کاربرد مدل جاذبه). *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، سال اول، شماره ۱۹، صص ۵۴-۲۹.
- طیبی، کمیل؛ حاجی کرمی، مرضیه و سریری، هما. (۱۳۹۰). تحلیل درجه بازبودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، سال اول، شماره ۴، صص ۶۰-۳۹.
- طیبی، سید کمال؛ جباری، امیر؛ شاطری، محمدرضا و کوچک زاده، میثم. (۱۳۸۶). بررسی میزان تأثیر استفاده از اینترنت بر جریان صادرات (مطالعه تجربی ۸ کشورمنتخب عضو اتحاد "آ.سه.آن + ۳" و ایران). *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۳۳، صص ۱۲۸-۱۰۵.
- کریمی، حسین و طیبی، سیدکمیل. (۱۳۸۶). تأثیر کاربران اینترنتی بر جریان های تجاری سازمان تجارت جهانی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۳۳، صص ۱۸۳-۱۶۵.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ کریم‌زاده، مصطفی؛ غفرانی، پروین؛ لکزیان، مهرانگیز و کریمی، الهه. (۱۳۹۳). تأثیر اینترنت بر صادرات ایران به ده کشور منتخب در حوزه تجارت خارجی. اولین کنفرانس ملی جایگاه مدیریت و حسابداری در دنیای نوین کسب و کار. اقتصاد و فرهنگ.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۹). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا.
- وزارت امور اقتصادی و دارایی. (۱۳۹۲). نگاهی به ساختار بخش خدمات در ایران و جهان. گزارش‌های اقتصادی.
- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.76, Issue: 375, pp. 589-606.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.2: pp. 277-297.

- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models. *Journal of Econometrics*, Vol.68, Issue:1, pp. 29-51.
- Baliamoune, M. N. (2002). The new economy and developing countries. *WIDER Discussion Paper*. World Institute for Development Economics Research. Helsinki, Finland.
- Baltagi, B. (2005*). Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.
- Fink, C., Mattoo, A. & Neagu, I.C. (2005). Assessing the Impact of Communication Costs on International Trade. *Journal of International Economics*, Vol.67, No.2, pp. 428˚445.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, Vol.87, Issue:1, pp. 115-143.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic Panel Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice. Institute for Fiscal Studies / Department of Economics, UCL, CEMMAP (Centre for Micro Data Methods and Practice) *Working Paper No.CWPO9/02*.
- Choi, C. (2010). The Effect of the Internet on Service Trade. *Economics Letters*, 109(2): pp. 102-104.
- Clarke G.R.G. & Wallsten, S. J. (2006). Has the Internet Increased Trade? Developed and Developing Country Evidence. *Economic Inquiry*, Vol.44, No.3, pp. 465-484.
- Freund, C. & Weinhold, D. (2002). The Internet and International Trade in Services. *The American Economic Review*, Vol.92, No.2, pp. 236˚240.
- Green, W. H. (2012). Econometric Analysis. 7thEd, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Grossman, G. Helpman, E. (2005). A Protectionist Bias in Majoritarian Politics. *Quarterly Journal of Economy*, Vol.120, No.4, pp. 139-1282.
- Im, K.S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for Unit roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, Vol.115, No.1, pp. 53-74.
- International Monetary Fund, (IMF), Data and Statistics, Balance of Payments and International Investment Position

Compilation Guide (2012), Retrieved August 1, 2013 from: http://www.imf.org/ external/ pubs/ ft/bop/2007/bop6comp.htm.

- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-based Tests for Co-integration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, Vol.90, Issue:1, pp. 1- 44.
- Kurihara, Y. & Fukushima, A. (2013). Impact of the Prevailing Internet on International Trade in Asia. *Journal of Sustainable Development Studies*, Vol.3, No.1, pp. 1-13.
- Lin, F. (2014). Estimating the Effect of the Internet on International Trade. *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol.24, No.3,: pp. 409-428.
- Onyeiwu, S. (2002). Inter-country Variations in Digital Technology in Africa. *WIDER Discussion Paper*. World Institute for Development Economic Research. Helsinki, Finland.
- Pedroni, P. (2004). Panel Co-integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, Vol.61, No.3, pp. 597-625.
- Tinbergen J. (1962). *Shaping the World Economy*. New York: The Twentieth Century Fund Inc.
- United Nation Development Programmer, (UNDP). (2013). Research &Publications, Human Development Reports (2013). Retrieved March 21, 2013 from: http://www.undp.org/content/ undp/en/home/library page/hdr/humandevelopment-report-2013/.
- Vemuri V.K & Siddiqi, S. (2009). Impact of Commercialization of the Internet on International Trade: A Panel Study Using the Extended Gravity Model. *The International Trade Journal*, Vol.23, No.4, pp. 458-484.
- Wallsten, S. (2003). Regulation and Internet Use in Developing Countries. *Policy Research Working Paper*. World Bank. Washington DC.
- World Bank. (2003). World Development Indicators. World Bank. Washington DC.
- http://www.itu.int/ict/statistics
- http://www.worldbank.org

پیوست‌ها

خروجی نرم‌افزار Eviews به‌منظور آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی و کائو

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: LSERVICES LINTERNT LGDP LPOP LM2GDP
Date: 10/27/15 Time: 18:50
Sample: 1995 2013
Included observations: 152
Cross-sections included: 2 (6 dropped)
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: deterministic intercept and trend
Lag selection: fixed at 1
Newey-West bandwidth selection with Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-2.912092	0.9885	-1.179582	0.8809
Panel rho-Statistic	5.149248	1.0000	3.348375	0.8862
Panel PP-Statistic	-2.854486	0.0004	-3.775143	0.0000
Panel ADF-Statistic	-4.235546	0.0000	-5.467019	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	6.075456	1.0000
Group PP-Statistic	-2.776797	0.0004
Group ADF-Statistic	-1.920514	0.0243

Kao Residual Cointegration Test
Series: LSERVICES LINTERNT LGDP LPOP LM2GDP
Date: 10/27/15 Time: 19:03
Sample: 1995 2013
Included observations: 152
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
Lag selection: fixed at 1
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-3.117084	0.0001
Residual variance	5597365.	
HAC variance	2856708.	

خروجی نرم افزار Stata به‌منظور برآورد مدل به روش SGMM

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation, two-step system
GMM results
------------------------------------------------------------
----------------
Group variable: id                                    Number
of obs = 152
Time variable : year                                  Number
of groups = 8
Number of instruments = 36                            Obs per
group: min = -7.36
F(6,                146)                =              2150.822
avg = 4.86
Prob             >             F             =              0.000
max = 8.42
------------------------------------------------------------
-------------
          |     Coef.      Std. Err.     t      P>|t|       [95%
Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------
-------------
lservices |
L1.            |    .7619532       .031518       24.18      0.000
.8593693    .9856757
linternet   |     .0176138       .0034268          5.14       0.000
.5239928    1.445134
lgdp           |    .8283725      .3484055          2.38      0.015
.0633249    .7149386
lpop         | -.1554164     .0903583      -1.72     0.081        -
1.49105    .1162148
lm2_gdp      |    .3251783       .1634061          1.99       0.048
.0013548    .2046004
Constant    | -8.421854      7.87089      -1.07     0.211        -
.0832147    .2585246
------------------------------------------------------------
-------------
Sargan test of overid. restrictions: chi2(30) = 11.725 Prob >
chi2 = 1.000

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences:z = -1.965
Pr  >  z  =  0.046  Arellano-Bond  test  for  AR(2)  in  first
differences:z = -0.544 Pr > z = 0.572
```