

یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی^۱

**

*

/ GMM /

چکیده

در این مقاله یک مدل جاذبه بر اساس اثبات جدید و با وارد کردن نسبت صادرات و واردات، و با استفاده از تصریح ماتریاس (۱۹۹۷) برای یک طرح فرضی یکپارچگی اقتصادی برآورد شده است. مشخص گردید کشش بلندمدت صادرات بزرگتر از واردات است و در بلندمدت پس از یکپارچگی تراز تجاری مثبت خواهد شد. کشش‌های صادرات و واردات پس از وضع قید برابری، برابر ۱/۰۱۱ برآورد شد که نزدیکی آنها به یک را نشان می‌دهد. جملات نسبت صادرات و واردات آزمون اثر تشابه وارداتی و اثر آزادی صادرات کشورهای دیگر به اعضاء طرح یکپارچگی بر سطح تجارت دو جانبه را مثبت ارزیابی کرده است. کشش واردات نسبت به ذخایر ارزی و نرخ ارز واقعی کم است که نشان می‌دهد تنها رشد بهره‌وری به مثبت شدن تراز تجاری کمک می‌کند.

1. این مقاله از پایان‌نامه دکتری مؤلف دوم به راهنمایی جناب آقای دکتر کاظم یاوری در دانشگاه تربیت مدرس استخراج شده است. در اینجا از اساتید مشاور جناب آقای دکتر حسین صادقی و جناب آقای دکتر غلامرضا کشاورز حداد نهایت سپاسگذاری اعلام می‌گردد.

* دانشیار دانشگاه تربیت مدرس و معاون پژوهشی مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

* دانشجوی دوره دکتری دانشگاه تربیت مدرس.

مقدمه

بر اساس نظریه اتحادیه گمرکی واینر^۱ و گسترش بعدی این نظریه توسط لیپسی^۲، کوپر و ماسل^۳، بهاگواتی^۴، و وونوکات و وونوکات^۵، یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای کشورها بر اساس دو مفهوم اثر ایجاد تجارت (افزاینده رفاه)^۶ و اثر انحراف تجارت (کاهنده رفاه)^۷ ارزیابی می‌شود. مشخص نیست بعد از یکپارچگی کدام اثر غالب خواهد بود و در مجموع یکپارچگی اقتصادی افزایش رفاه است یا کاهنده رفاه. این اثرات رفاهی معمولاً با مدل‌های تجربی تعادل عمومی محاسباتی یا مدل‌های تعادل جزئی اندازه‌گیری می‌شود نه اینکه پیشاپیش نظریه اقتصادی بر غلبه هر کدام حکم دهد.

مدل‌های جاذبه^۸، روش دیگری برای مطالعه طرح‌های یکپارچگی اقتصادی است که توسط لینمان^۹ و تین برگن^{۱۰} از فیزیک به حیطه اقتصاد کشانده شد و اقتصاددانان تجربی، به کرات از آن برای مطالعه قابلیت یکپارچگی اقتصادی کشورها، ارزیابی توان بالقوه تجاری^{۱۱}، اندازه‌گیری اثرات انحراف و ایجاد تجارت، اندازه‌گیری اثرات فاصله بر حجم تجارت و متعاقب آن قضاوت در مورد خصوصیات شرکای تجاری بر اساس فاصله آنها از یکدیگر یا قرار گرفتن در یک قاره یا ناحیه‌ای از یک قاره استفاده کرده‌اند.^{۱۲}

با این حال اقتصاددانان بارها خاطرنشان کرده‌اند مدل‌های جاذبه مبنای نظری اقتصادی ندارد. اندرسون^{۱۳}، برگستراند^{۱۴} و دیردورف^{۱۵} مبنایی نظری برای مدل‌های جاذبه توسعه

1. Viner (1950).
2. Lipsey (1957, 1970).
3. Cooper & Massel (1956).
4. Bhagwati (1971).
5. Wonnocut & Wonnocut (1981).
6. Trade Creation.
7. Trade Diversion.
8. Gravity Model.
9. Linnemann (1966).
10. Tinbergen (1962).
11. Trade Potential.

12. مطالعه (Aitken (1973) نمونه‌ای کلاسیک بشمار می‌رود.

13. Anderson (1979).
14. Bergstrand (1985, 1989, 1990).
15. Deardorf (1995, 1997).

داده‌اند. فرانکل و دیگران^۱ و کروگمن^۲ برای ارزیابی سطوح تجارت شرکای طبیعی تجاری با کشورهای غیر شریک (مفهومی که در فرانکل ۱۹۹۵ توسعه داده شده است) از مدل جاذبه استفاده کرده‌اند.

با این حال، در سال ۱۹۹۶، پولاک^۳ خاطر نشان می‌سازد هنوز مبانی نظری ساده‌ای که برای مدل‌های جاذبه ارائه شده کامل نیست و استنباط اثرات تجاری طرح‌های یکپارچگی را از روی ضرایب متغیرهای مجازی و متغیر فاصله غلط می‌داند. مقاله او انتقاد تندی است بر مقاله فرانکل و دیگران.

در این مقاله از مدل جاذبه برای مطالعه یکپارچگی اقتصادی میان گروهی از کشورهای آسیایی، اروپایی و آفریقایی استفاده شده است. براساس اثباتی از مدل جاذبه که مؤلف در پایان‌نامه دکتری خود ارائه کرده است، متغیرهای جدید مانند نسبت صادرات و واردات در مدل جاذبه وارد شده و از بکار بردن متغیرهای مجازی و متغیر فاصله خودداری شده است. تصریح مدل جاذبه براساس روش ماتياس^۴ انجام شده که صورتی از مدل جاذبه را با داده‌های تلفیقی^۵ با سه جمله اثر ثابت^۶ ارائه کرده است.

اثرات فاصله و متغیرهای مجازی مجاورت، مشارکت در طرح‌های یکپارچگی، زبان، فرهنگ و دین مشترک در این سه جمله خلاصه می‌شود. مدل برای یازده کشور بر آورده شده است (پی‌نوشت جدول ۱).

از این مدل کشش‌های صادرات و واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی محاسبه و برای استنباط اثر یکپارچگی اقتصادی بر تراز تجاری کشورهای در حال توسعه بکار می‌رود.

خاطر نشان می‌شود این ضرایب کشش‌های متوسط برای کل کشورها را محاسبه می‌کنند (بالاسا)^۷.

-
1. Frankel et.al. (1995).
 2. Krugman (1991).
 3. Polack (1996).
 4. Matyas (1997).
 5. Panel Data.
 6. Fixed Effect.
 7. Balassa (1989).

سه جمله اثر ثابت مقاومت چند جانبه و قدرت نفوذ صادراتی در بازارهای کشورهای شریک و اثر چرخه‌های تجاری را اندازه‌گیری می‌کند. براساس این سه جمله دامنه‌ اثرات ایجاد تجارت و انحراف تجارت مشخص می‌شود. مشخص خواهد شد نتایج با برداشت‌ها و ادعاهای رایج در خصوص یکپارچگی اقتصادی ایران با کشورهای منطقه صحیح نیست. براساس این برداشت‌ها، ایران سطح تعرفه بالا و کشورهای منطقه سطح تعرفه پایین دارند. بنابراین ایجاد منطقه آزاد تجاری یا اتحادیه گمرکی با آنها به ضرر ایران است.

برای تفکیک اثرات کوتاه‌مدت از بلندمدت مدل جاذبه را به صورت پویا با روش‌های $2SLS^1$ و GMM^2 تخمین زده‌ایم. به علاوه تصحیح $ARDL$ مدل نیز برآورد شده که تفکیک کشش‌های کوتاه‌مدت از بلندمدت را نشان می‌دهد. آزمون همگرایی^۳ داده‌های تلفیقی به عمل آمده تا از جعلی نبودن رگرسیون نیز اطمینان حاصل گردد.

سازماندهی مقاله بشکل زیر است. در بخش اول تصریح مدل جاذبه مشخص شده، در بخش دوم نتایج مدل پایه با آزمون همگرایی ارائه شده‌است. بخش سوم به برآورد مدل‌های پویا پرداخته و در بخش چهارم برآورد $ARDL$ ذکر شده‌است. بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۱. تصریح جدید مدل جاذبه

براساس انتقاد پولاک (۱۹۹۶) به فرانکل و دیگران، ماتیاس (۱۹۹۷) صورتی از مدل جاذبه را با سه جمله اثر ثابت در مدل داده‌های تلفیقی ارائه کرده‌است تا اشکالات پولاک بر مدل جاذبه را برطرف سازد. در اثبات مؤلف از مدل جاذبه، حجم تجارت متقابل هر دو زوج کشور، علاوه بر متغیرهای سنتی مدل جاذبه، تابعی از نسبت واردات کل دو کشور، صادرات آنها از کشورهای ثالث و نسبت درآمد سرانه دو کشور است تا اثر لندر^۴ (گاندولفو، ۱۹۹۹) نیز آزمون گردد.

براساس ماتیاس (۱۹۹۷) و اثبات مؤلف، مدل جاذبه برای واردات متقابل دو کشور نوز

-
1. Two Stage Least Square.
 2. Generalized Method of Momment.
 3. Cointegration.
 4. Linder Effect.

از یکدیگر در زمان t ، (m_{ijt}) بصورت زیر مشخص می‌شود:

$$m_{ijt} = \alpha_i + \delta_j + \lambda_i + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{jt} + \beta_3 p_{it} + \beta_4 p_{jt} + \beta_5 fr_{it} + \beta_6 rer_{it} + \beta_7 tm_{ijt} + \beta_8 x_{kit} + \beta_9 x_{kjt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

در اینجا α_i عبارتست از اثر بازار داخلی (یا اثر مقاومت چند جانبه در مقابل واردات)، δ_j اثر بازار خارجی (یا اثر نفوذ صادراتی) و λ_i اثر زمانی است که برای نشان دادن تغییرات چرخه‌های تجاری دو کشور (i و j) بکار می‌رود که سه اثر ثابت مدل تلفیقی است. y_i و y_j به ترتیب تولید ناخالص داخلی دو کشور i و j ، p_i و p_j جمعیت، fr_i ذخائر ارزی کشور i ، rer_i ، نرخ ارز واقعی (PPP) کشور i ، tm_{ijt} نسبت واردات کل دو کشور به یکدیگر و x_{ki} و x_{kj} صادرات کشورهای ثالث به غیر از دو کشور i ، j به این دو کشور است. تمام متغیرها بر حسب لگاریتم است و می‌توان صورت‌های مختلفی را برای این مدل جاذبه ارائه کرد. برای مثال نسبت در آمد سرانه دو کشور i ، j و نسبت جمعیت این دو کشور را نیز در مدل گنجانند.

دو پارامتر بسیار مهم رابطه (۱)، β_1 و β_2 است که به ترتیب کشش‌های واردات و کشش‌های صادرات برای مجموعه کشورها را بر حسب تولید ناخالص داخلی اندازه می‌گیرد. مقدار مساوی این دو کشش به معنای این است که صادرات و واردات با یک سرعت نسبت به یکدیگر رشد می‌کنند و تراز پرداخت‌ها در تعادل باقی خواهد ماند. اگر مقدار β_2 بزرگتر از β_1 باشد نشان می‌دهد صادرات این گروه کشورها سریعتر از واردات آنها رشد می‌کند و مشکل شکاف ارز خارجی برای آنها وجود نخواهد داشت.

می‌توان دو متغیر y_{it} و y_{jt} را در یکدیگر ضرب کرد تا واردات متقابل بصورت تابعی از جمله حاصلضرب GDP دو کشور در آید که شبیه اغلب روابط جاذبه استخراج شده است. در اینصورت، یکی از فرضیات اساسی این است که کشش جمله حاصلضرب برابر یک خواهد بود. به علاوه β_7 نیز باید کوچکتر از صفر باشند و β_8 و β_9 نیز بزرگتر از صفر باشند زیرا هر چه سطح واردات کل دو کشور به یکدیگر نزدیکتر باشد $\left(\frac{M_{it}}{M_{jt}}\right)$ ، واردات (یا صادرات متقابل) دو کشور به یکدیگر بیشتر خواهد بود. به علاوه هر چه صادرات کشورهای ثالث به دو کشور i و j بیشتر باشد، واردات متقابل (یا صادرات) آنها بیشتر خواهد بود.

مقاله حاضر، میان اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تجارت و رشد اقتصادی بر یکدیگر، تمایز قائل می‌شود که براساس آن کشش‌های درآمدی کوتاه‌مدت تجارت نسبت به GDP بزرگتر از کشش‌های بلندمدت است. برای تأیید این فرضیه، رابطه یک، بصورت پویا با اضافه کردن جمله $m_{ij,t-1}$ به طرف راست رابطه (۱) تصریح می‌شود تا کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت جداگانه برآورد و مقایسه شوند. براساس تصریح رگرسیون خودبرگردان با وقفه توزیع شده (ARDL) و با در نظر گرفتن جمله تصحیح خطا که در اثر پارامتربندی مجدد^۱ رابطه (۱) ظاهر می‌شود، می‌توان براساس پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۵)^۲ مدل را در حالت کوتاه‌مدت بصورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \Delta m_{ijt} = & \phi_1 m_{ij,t-1} + \sum_{k_1} \beta_{1k_1} \Delta y_{i,t-k_1} + \sum_{k_2} \beta_{2k_2} \Delta y_{j,t-k_2} + \sum_{k_3} \beta_{3k_3} \Delta p_{i,t-k_3} + \\ & \sum_{k_4} \beta_{4k_4} \Delta p_{jt-k_4} + \sum_{k_5} \beta_{5k_5} \Delta fr_{it-k_5} + \sum_{k_6} \beta_{6k_6} \Delta rer_{i,t-k_6} + \sum_{k_7} \beta_{7k_7} \Delta tm_{ij,t-k_7} + \\ & \sum_{k_8} \beta_{8k_8} \Delta x_{ki,t-k_8} + \sum_{k_9} \beta_{9k_9} x_{kj,t-k_9} + v_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

در این رابطه ϕ_1 ضریب تعدیل خطاست (می‌توان بجای $m_{ij,t-1}$ ، $\varepsilon_{ij,t-1}$ را از رابطه تعادلی بلندمدت (۱) وارد مدل کرد که با یکدیگر هیچ فرقی ندارند^۳). سپس کشش‌های بلندمدت را از روی رابطه (۲) بصورت $-\frac{\beta_{jk_i}}{\phi_1}$ بدست آورد که β_{jk_i} ضرایب مربوطه از رابطه (۲) است.

۲. برآورد مدل

۲-۱. مدل پایه

جدول (۱) نتایج برآورد رابطه (۱) را بدون نسبت واردات و صادرات نشان می‌دهد. برای قابل مقایسه بودن با سایر تحقیقاتی که با مدل جاذبه انجام شده این دو نسبت ابتدا برآورد نشده است. پس از آن نتایج تخمین با این دو متغیر نیز ارائه خواهد شد. برآوردها به

1. Reparametrization.
2. Pesaran, Shin & Smith.

3. ر.ک. پسران و شین.

صورت حداقل مربعات تعمیم یافته عملی^۱ با گزینه استحکام^۲ در برابر واریانس ناهمسانی انجام گرفته است.

نخست، ضرایب β_1 و β_2 ، کشش واردات به تولید ناخالص داخلی و کشش صادرات به تولید ناخالص داخلی به ترتیب برابر $0/85$ و $1/07$ است. در اینجا دو متغیر Y_i و Y_j جداگانه برآورده شده است تا تفاوت کشش‌ها نشان داده شود. مدل سطح، مدل تعادل حالت سکون بلندمدت است و کشش‌های مذکور کشش بلندمدت تعبیر می‌شوند. به این ترتیب در بلندمدت صادرات سریعتر از واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی رشد می‌کند. میزان اختلاف دو کشش $0/22$ است. در بلندمدت به ازاء هر یک درصد رشد تولید ناخالص داخلی، واردات $0/85$ درصد و صادرات $1/07$ درصد رشد می‌کند؛ بنابراین تراز تجاری در تعادل خواهد بود و حتی جهت گیری مثبت خواهد داشت. کشش‌های کوتاه‌مدت، در تخمین 2SLS و GMM، و همچنین مدل با وقفه‌های بیشتر و تفاضل دوم، بعداً گزارش خواهد شد است.

تمام متغیرهای توضیحی دیگر یعنی ضرایب p_i, p_j, fir_i و rer معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار است. هر دو ضریب جمعیت منفی است که اثر جمعیت بر درون‌گرایی را نشان می‌دهد. در اغلب تخمین‌های محققان دیگر از رابطه جاذبه، منجمله برآورد خود ماتریاس (۱۹۹۷) برای APEC، ضرایب جمعیت مثبت است، اما در اینجا علامت آنها به درستی برآورد شده است.

اثر ذخایر ارزی بر واردات، یعنی ضریب fir_i نیز مثبت است و نشان می‌دهد هر یک درصد افزایش در ذخایر ارزی، واردات را به اندازه $0/16$ درصد رشد می‌دهد. مجدداً با این برآورد سرعت رشد واردات نسبت به ذخایر ارزی، در صورتی که تراز تجاری مثبت شود، اندک است و یکبار دیگر، در تعادل بلندمدت، احتمال مثبت ماندن تراز تجاری بیشتر می‌شود.

1. Feasible Generalized Least Square.
2. Robust.

جدول ۱- برآورد FGLS مدل داده‌های تلفیقی

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|-----------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -۲/۸۳۵۲۵۰ | ۰/۱۴۵۷۹۲ | -۱۹/۴۴۷۲۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| y_i | ۰/۸۵۳۷۲۰ | ۰/۰۱۲۹۹۱ | ۶۵/۷۱۵۹۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| y_j | ۱/۰۷۳۶۱۲ | ۰/۰۰۹۱۵۹ | ۱۱۷/۲۲۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| P_i | -۰/۱۴۵۹۷۵ | ۰/۰۰۴۵۹۸ | -۳۱/۷۴۵۵۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| P_j | -۰/۲۴۱۴۶۰ | ۰/۰۰۳۶۱۲ | -۶۶/۸۴۹۴۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| fr_i | ۰/۱۶۵۵۱۰ | ۰/۰۱۰۶۵۹ | ۱۵/۵۲۷۱۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| rer_i | -۰/۲۱۳۲۳۸ | ۰/۰۱۲۷۳۲ | -۱۶/۷۴۷۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{CH} | -۲/۵۷۹۴۵۹ | ۰/۲۶۱۷۵۳ | -۹/۸۵۴۵۴۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{EGY} | -۲/۶۸۰۶۹۱ | ۰/۱۲۹۷۶۸ | -۲۰/۶۵۷۵۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{IND} | -۱/۸۹۰۳۷۸ | ۰/۱۰۴۲۶۸ | -۱۸/۱۲۹۹۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{INDO} | -۲/۰۰۳۲۲۶ | ۰/۱۰۹۴۷۹ | -۱۸/۲۹۷۸۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{IR} | -۲/۸۴۸۳۵۳ | ۰/۱۳۱۲۷۰ | -۲۱/۶۹۸۴۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{KOR} | -۱/۹۸۵۴۹۹ | ۰/۱۰۷۴۴۰ | -۱۸/۴۸۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{MAL} | -۱/۲۶۰۱۰۲ | ۰/۱۱۴۴۵۴ | -۱۱/۰۰۹۷۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{PAK} | -۰/۶۶۱۷۰۸ | ۰/۰۹۸۲۶۴ | -۶/۷۳۳۹۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{SAU} | -۲/۰۷۶۷۵۲ | ۰/۱۱۴۵۶۳ | -۱۸/۱۲۷۶۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| α_{SIN} | -۰/۲۵۱۱۰۳ | ۰/۱۰۹۴۶۶ | -۲/۲۹۳۸۸۵ | ۰/۰۲۱۹ |
| α_{TUR} | -۳/۲۱۴۸۰۱ | ۰/۱۰۹۲۳۶ | -۲۹/۴۲۹۸۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{CH} | ۲/۲۹۸۹۶۴ | ۰/۱۰۴۱۱۱ | ۲۲/۰۸۱۹۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{EGY} | -۰/۲۴۹۲۷۸ | ۰/۱۵۰۲۵۱ | -۱/۶۵۹۰۸۰ | ۰/۰۹۷۲ |
| δ_{IND} | ۱/۹۱۶۹۴۵ | ۰/۱۰۰۶۲۴ | ۱۹/۰۵۰۶۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{INDO} | ۱/۴۱۹۱۶۶ | ۰/۱۱۳۳۸۹ | ۱۲/۵۱۵۸۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{IR} | ۰/۳۵۵۶۰۴ | ۰/۲۴۹۷۳۱ | ۱/۴۲۳۹۵۰ | ۰/۱۵۴۵ |
| δ_{KOR} | ۱/۱۴۲۵۷۹ | ۰/۰۹۶۳۰۸ | ۱۱/۸۶۳۷۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{MAL} | ۲/۹۱۴۷۷۷ | ۰/۰۹۰۶۶۰ | ۳۲/۱۵۰۶۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{PAK} | ۲/۳۲۴۱۷۶ | ۰/۱۲۲۵۹۷ | ۱۸/۹۵۷۸۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{SAU} | ۲/۵۹۰۵۵۱ | ۰/۰۹۸۰۳۹ | ۲۶/۴۲۳۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| δ_{SIN} | ۲/۵۶۰۳۳۶ | ۰/۱۰۰۰۹۶ | ۲۵/۵۷۸۸۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{71} | -۰/۸۸۱۷۸۹ | ۰/۰۶۹۴۰۶ | -۱۲/۷۰۴۷۷ | ۰/۰۰۰۰ |

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|----------------|-------------|------------|-------------|--------|
| λ_{72} | -۰/۸۶۳۵۰۲ | ۰/۰۶۹۸۶۸ | -۱۲/۳۵۹۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{73} | -۰/۵۷۵۳۰۶ | ۰/۰۶۷۸۹۱ | -۸/۴۷۳۹۸۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{74} | -۰/۰۷۸۴۰۸ | ۰/۰۵۰۵۲۹ | -۱/۵۵۱۷۴۸ | ۰/۱۲۰۸ |
| λ_{75} | ۰/۰۱۶۷۰۲ | ۰/۰۵۰۴۹۴ | ۰/۳۳۰۷۶۳ | ۰/۷۴۰۸ |
| λ_{76} | -۰/۰۷۷۷۲۲ | ۰/۰۶۱۱۹۲ | -۱/۲۷۰۱۲۷ | ۰/۲۰۴۱ |
| λ_{77} | ۰/۰۹۵۱۲۶ | ۰/۰۵۸۱۵۹ | ۱/۶۳۵۶۱۱ | ۰/۱۰۲۰ |
| λ_{78} | ۰/۲۳۶۷۹۰ | ۰/۰۵۹۳۵۵ | ۳/۹۸۹۴۱۶ | ۰/۰۰۰۱ |
| λ_{79} | ۰/۳۲۶۴۴۱ | ۰/۰۵۸۵۸۴ | ۵/۵۷۲۱۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{80} | ۰/۵۲۲۰۱۶ | ۰/۰۵۸۵۵۸ | ۸/۹۱۴۴۷۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{81} | ۰/۵۳۴۱۶۵ | ۰/۰۶۰۷۰۴ | ۸/۷۹۹۴۹۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{82} | ۰/۵۷۲۴۴۱ | ۰/۰۵۸۰۸۸ | ۹/۸۵۴۶۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{83} | ۰/۵۹۹۴۸۲ | ۰/۰۵۷۷۹۷ | ۱۰/۳۷۲۱۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{84} | ۰/۵۶۰۹۲۳ | ۰/۰۵۹۰۱۴ | ۹/۵۰۴۹۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{85} | ۰/۴۸۳۱۶۶ | ۰/۰۵۸۷۴۰ | ۸/۲۲۵۵۴۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{86} | ۰/۳۶۲۱۱۲ | ۰/۰۵۷۱۲۶ | ۶/۳۳۸۷۹۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{87} | ۰/۴۹۳۱۵۱ | ۰/۰۵۶۳۸۳ | ۸/۷۴۶۴۹۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{88} | ۰/۵۴۳۴۷۶ | ۰/۰۵۶۷۳۸ | ۹/۵۷۸۷۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{89} | ۰/۵۱۴۲۹۲ | ۰/۰۵۷۸۰۱ | ۸/۸۹۷۵۶۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{90} | ۰/۶۱۸۳۰۴ | ۰/۰۵۹۴۱۱ | ۱۰/۴۰۷۱۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{91} | ۰/۶۱۰۴۶۱ | ۰/۰۵۹۲۵۱ | ۱۰/۳۰۳۰۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{92} | ۰/۶۶۸۸۲۷ | ۰/۰۵۹۶۷۱ | ۱۱/۲۰۸۶۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{93} | ۰/۶۱۷۷۰۸ | ۰/۰۶۱۲۶۹ | ۱۰/۰۸۱۸۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{94} | ۰/۵۸۴۱۲۶ | ۰/۰۶۰۴۹۸ | ۹/۶۵۵۳۶۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{95} | ۰/۶۹۹۵۳۸ | ۰/۰۶۱۴۵۴ | ۱۱/۳۸۳۱۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{96} | ۰/۶۵۱۲۲۵ | ۰/۰۶۱۶۵۹ | ۱۰/۵۶۱۷۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| λ_{97} | ۰/۶۱۶۹۷۲ | ۰/۰۶۱۶۶۶ | ۱۰/۰۰۵۱۲ | ۰/۰۰۰۰ |

$$R^2 = ۰/۹۷۴۴ \quad \text{adj_}R^2 = ۰/۹۷۴۱ \quad F = ۲۴۸۳/۰۷$$

TUR = ترکیه عربستان سعودی = ASU مالزی = MAL ایران = IR هند = IND چین = CH
 سنگاپور = SIN پاکستان = PAK کره = KOR اندونزی = INDO مصر = EGY

ضریب نرخ ارز واقعی نیز دارای علامت مورد انتظار است و برای این مجموعه از کشورها برابر ۰/۲۱ است. سرعت تعدیل واردات نسبت به تعدیل نرخ واقعی ارز در اینجا کم است. در مدل کوتاه مدت خواهیم دید ضریب نرخ ارز واقعی بی معنی است. در برآورد مدل با گروه‌های کوچکتر چند کشوری، مثلاً برآورد با ایران، ترکیه، پاکستان و حتی سوریه نیز (که در اینجا گزارش نشده)، با متغیرهای سطح، یعنی تعادل بلندمدت، ضریب این متغیر معنی دار نیست.

قبل از اینکه به تفسیر ضرایب اثرات ثابت یعنی α_i ها و δ_j ها پردازیم که اطلاعات مفید در مورد سیاست تجاری هر کشور بدست می‌دهد، مدل را با تصریح رابطه (۱) بصورت حاصلضرب Y_i و Y_j برآورد می‌کنیم تا فرض واحد بود کشش‌های درآمدی آزمون شود. نتایج این تخمین در جدول (۲) آمده است. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب حاصلضرب $Y_j Y_i$ برابر ۱/۰۱۱ است که تفاوت معنی داری از یک ندارد. ضرایب fr_i, p_j, p_i و rer نیز تغییر زیادی نمی‌کنند. در برآورد جداگانه نیز دیده شد ضرایب Y_j و Y_i به یک بسیار نزدیک است. به این ترتیب در تعادل ماندن تراز تجاری، و فرضیه برابری رشد صادرات و واردات با رشد تولید ناخالص داخلی یکبار دیگر، و این بار با این قید که کشش واردات و صادرات مساوی یک باشد، تأیید می‌گردد. (سایر ضرایب بدلیل عدم تغییر محسوس ذکر نشده‌اند)

نکته مهم در برآورد ضرایب نسبت واردات و صادرات، نزدیک بودن آنها به یکدیگر است و علامت مخالف آنها هر دو برابر ۰/۰۶ است و اگر چه ضریب، پایین است با این حال تأثیر برابر واردات و صادرات از (به) و دنیای خارج را بر صادرات متقابل نشان می‌دهد. یک اتحادیه گمرکی صادراتی که تجارت را منحرف نکند و اجازه آزادسازی واردات را توأم با تشکیل اتحادیه بدهد، به تأمین بهتر کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای از دنیای خارج و رشد بیشتر تولید و افزایش صادرات منجر می‌گردد. واردات از دنیای خارج، و تقارن یا عدم تقارن واردات از دنیای خارج که در نسبت صادرات منعکس است، باعث تفاوت رشد صادرات کشوری می‌شود که واردات از دنیای خارج بیشتری نسبت به کشور شریک خود داشته باشد.

جدول ۲- برآورد FGLS مدل پایه با جمله حاصلضرب

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|-----------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -۲/۹۳۲۵۱۰ | ۰/۱۵۵۶۰۷ | -۱۸/۸۴۵۶۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| y_i, y_j | ۱/۰۱۱۱۷۲ | ۰/۰۱۰۹۹۲ | ۹۱/۹۹۴۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| P_i | -۰/۲۱۱۷۸۹ | ۰/۰۰۴۶۵۲ | -۴۵/۵۲۱۷۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| P_j | -۰/۱۹۱۳۵۴ | ۰/۰۰۳۴۵۸ | -۵۵/۳۳۰۹۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| rer_i | -۰/۱۹۰۶۵۳ | ۰/۰۱۲۴۲۸ | -۱۵/۳۴۰۲۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| fr_i | ۰/۱۱۶۶۸۹ | ۰/۰۱۲۱۲۴ | ۹/۶۲۵۰۲۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| M_{ij} | -۰/۰۶۱۵۳۷ | ۰/۰۰۵۵۱۱ | -۱۱/۱۶۵۲۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| X_{ki}/X_{kj} | ۰/۰۶۹۷۶۱ | ۰/۰۰۴۴۹۳ | ۱۵/۵۲۵۲۱ | ۰/۰۰۰۰ |

$$R^2 = ۰/۹۷۴۸ \quad \text{adj}_R^2 = ۰/۹۷۴۴ \quad F = ۲۴۷۳/۱۰$$

علامت نسبت صادرات مثبت است و مقدار آن ۰/۰۶۹ است. بنابراین به ازاء هر یک درصد که صادرات دنیای خارج به کشور i بیشتر از صادرات دنیای خارج به کشور j باشد، صادرات i به j به میزان ۰/۰۶۹ افزایش می‌یابد. این نتیجه گیری بسیار مهم است و تاکنون در سایر مدل‌های جاذبه قبلی در ادبیات برآورد نشده یا به آن اشاره نشده بود. علامت نسبت واردات نیز منفی است و نشان می‌دهد هرچه واردات دو کشور i و j به یکدیگر نزدیکتر باشد، صادرات i به j یا واردات i از j (به دلیل تقارن) بیشتر خواهد شد. در اینجا شرط تشابه واردات در فصل قبل مورد آزمون قرار گرفت که جای فرضیه لیندر را گرفته است. به عبارت دیگر به جای آزمون نزدیکی درآمد سرانه دو کشور، که آزمون فرضیه لیندر است، آزمون نزدیکی واردات انجام و با موفقیت تجربی روبرو شده است.

براساس جدول (۱) مطابق انتظار مقاومت واردات سنگاپور، یعنی α_{sin} ، از سایر کشورها از همه کمتر است (۰/۲۵-). به عبارت دیگر هیچ مقاومتی اعمال نمی‌کند. سنگاپور رژیم تجاری بسیار آزادی دارد. α ترکیه از تمام کشورها بیشتر است، یعنی موانع بیشتری در تبادلی با این کشورها اعمال می‌کند. این نتیجه می‌تواند مربوط به گرایش ترکیه به تجارت بیشتر با کشورهای قاره اروپا باشد. صرفنظر از ضریب مربوط به ترکیه، ضریب α ایران (۲/۸۴-) از همه بزرگتر است که نشان‌دهنده بسته بودن رژیم تجاری اوست. مصر بعد از ایران با ضریب (۲/۶۸-) قرار دارد که مشابهت‌هایی با ایران نشان می‌دهد.

مشاهده می‌گردد δ ایران از تمام کشورها کمتر است که نشان‌دهنده کمترین توان صادراتی، یا کمترین اثر بازار هدف است. رکود و نوسان صادرات ایران بخوبی این نتیجه را تأیید می‌کند. از این لحاظ مصر عملکرد بدتری دارد. برای این کشور ضریب δ برخلاف انتظار منفی است. اگر چه این نتیجه حدی دیگر ممکن است بخاطر تمایل بیشتر مصر به تجارت با کشورهای آفریقایی یا برخورداری از ترجیحات تعرفه‌ای از اتحادیه اروپا باشد، اما در هر حال جهت‌گیری صادراتی این کشور را نشان می‌دهد.

برای تخمین α_i ها، δ_j ها قیود $\sum \alpha_i = 1$ ، $\sum \delta_j = 1$ جهت شناسایی اعمال شده است. بنابراین ضرایب α_i مربوط به ROW^۱ و δ_j مربوط به ترکیه از این قیود قابل محاسبه است که به ترتیب اعداد مثبت و منفی بزرگی است. در کل، این استنتاج‌ها با برداشت‌های رایج درباره جهت‌گیری برون‌گرایی یا درون‌گرایی کشورهای مذکور مطابقت دارد.

به این ترتیب با یکپارچگی این کشورها واردات ایران و مصر از سایر کشورها بیش از همه افزایش خواهد یافت و واردات سنگاپور کمتر از همه (به غیر از ترکیه). اگر صادرات این گروه کشورها در سطح جهانی قابل رقابت باشد (قیمتی نزدیک به پایین‌ترین قیمت بازار جهانی داشته باشد) بیشترین اثر ایجاد تجارت در بازار ایران ایجاد خواهد شد (بطور نسبی). اگر صادرات این گروه کشورها از قدرت رقابت کمی در بازار جهانی برخوردار باشد، اثر انحراف تجارت در بازار ایران بر اثر ایجاد تجارت غلبه خواهد کرد و کارایی ایستای تخصیصی در ایران را کاهش خواهد داد.

ترکیه در طرح اتحادیه گمرکی اتحادیه اروپا نیز عضو است، به این دلیل استدلال مشابه در مورد این کشور باید با احتیاط بیشتری توأم باشد. در طرح منطقه‌گرایی همپوش^۲، نظیر مورد ترکیه، احتمال اثر انحراف تجارت کمتر است زیرا قیمت‌ها در سطح بازار بزرگ اتحادیه اروپا تنظیم شده‌اند. از طرف دیگر رقابت کشورهای مذکور در جدول (۱)، در بازار ترکیه، با تولیدکنندگان این کشور و با تولیدکنندگان اتحادیه اروپا مشکلتر خواهد بود. به این ترتیب ترکیه ممکن است در این طرح یکپارچگی اقتصادی منفعت زیادی ببرد. همین قیاس در مورد سنگاپور هم صادق است. وقتی ترکیه (یا سنگاپور) تمایل به

1. Rest of the World.

2. Overlapping Regionalism.

واردات بیشتر از اتحادیه اروپا (یا مابقی جهان) در طرح ECO یا OIC (یا ASEAN) نشان می‌دهند و در این طرح فرضی شرکت می‌کنند، جهانی شدن را با منطقه‌گرایی پیوند زده و نفع بیشتری می‌برند.

ترکیه، پاکستان و ایران در طرح همکاری منطقه‌ای ECO به اتفاق ۷ کشور دیگر عضویت دارند. نتایج بالا می‌تواند در مورد تشکیل اتحادیه گمرکی میان اعضای ECO یا کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی OIC نیز مصداق داشته باشد. از میان یازده کشور جدول (۱)، هفت کشور از جمله کشورهای مسلمان بشمار می‌روند. پاکستان از وضعیت مناسبی در میان ۱۱ کشور برخوردار است؛ با مقاومت وارداتی کم و ضریب صادراتی بالا (۲۰۶۶- و ۲/۳۲). مالزی و اندونزی نیز از موقعیت مشابهی برخوردارند و در این میان موقعیت ایران و مصر در این طرح از همه حساس‌تر و مستعدتر به زیان دیدن است.

۲-۲. ریشه واحد و همگرایی

برای مدل تلفیقی رابطه (۱)، مسئله رگرسیون جعلی به همان صورت مدل‌های سری زمانی نیز مصداق دارد. بنابراین کاربردهای آزمون ریشه واحد و همگرایی در مدل تلفیقی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج بخش قبل و ادامه بحث این قسمت ضروری است. لازم است آزمون ریشه واحد برای تک‌تک متغیرهای وابسته و مستقل رابطه (۱) و جمله پسماند آن صورت گیرد تا از وجود همگرایی اطمینان حاصل گردد.

چندین آزمون ریشه واحد در مدل داده‌های تلفیقی وجود دارد که در مادالا^۱، بالتاجی^۲ و سایر مقالات ذکر شده است. در اینجا از آزمون ایم، پسران و شین^۳ استفاده می‌شود. سایر آزمون‌ها عبارتست از آزمون پدرونی^۴، آزمون لوین-لین^۵، آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری، و آزمون مبتنی بر پسماند کائو^۶ که در اینجا از آزمون پدرونی نیز جداگانه استفاده به عمل آمده است.

1. Maddala (1998).

2. Baltagi (2000).

3. IM, Pesaran & Shin (1997).

4. Pedroni (1997, 1999).

5. Levin & Lin (1992).

6. Kao (1999).

اساس آزمون ایم، پسران و شین (۱۹۹۷)، آزمون دیککی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ است که ابتدا برای تک تک مقاطع داده‌های تلفیقی (برای هر متغیر جداگانه) انجام می‌شود و سپس میانگین آماره‌های دیککی - فولر تعمیم یافته محاسبه می‌شود. ابتدا برای هر متغیر رابطه بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$X_{it} = \rho_i X_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \phi_{ij} \Delta X_{i,t-j} + Z_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

Z_{it} جزء دترمینستیک است و می‌تواند صفر، یک، اثر ثابت، یا اثر ثابت و روند زمانی باشد. فرض می‌شود ε_{it} مستقل و یکنواخت توزیع شده (i.j.d) و برای تمام i ها، $\rho_i = \rho$. در اینصورت

$$H_0: \rho=1$$

$$H_1: \rho < 1$$

در اینجا آماره t برای ρ مدل تلفیقی، بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t \rho_i \quad (۴)$$

و سپس فرض می‌شود:

$$\frac{\sqrt{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t - E[t] \right)}{\sqrt{\text{var}[t]}} \Rightarrow N(0,1) \quad (۵)$$

به عبارت دیگر، بسادگی آزمون دیککی - فولر تعمیم یافته برای تک تک مقاطع محاسبه و میانگین آنها براساس رابطه (۵) محاسبه می‌شود. در جداول ضمیمه مقاله خود، ایم، پسران و شین میانگین t (یعنی $E[t]$) و $\text{Var}[t]$ را که با روش مونت کارلو محاسبه شده است ذکر کرده‌اند.

نتایج آزمون مذکور برای متغیرهای رابطه (۱) در جدول (۳) با یک وقفه و دو وقفه زمانی درج شده است. آزمون پسماندهای رگرسیون جدول (۱) برای همگرایی نیز به این

1. Augmented Dicky-Fuller.

روش انجام گرفته است.^۱

جدول ۳- آزمون ریشه واحد برای متغیرها و پسماند رگرسیون (۱)

$t_p = t'$

| متغیر | یک وقفه | دو وقفه | مقدار بحرانی |
|--------------------|-----------|----------|--------------|
| m | ۱۸/۴۰۴۹ | ۱۷/۶۳۷۶ | -۱/۷۳ |
| Y_i | ۳۳/۰۳۹ | ۳۲/۹۳۹۹ | -۱/۷۳ |
| Y_j | ۳۲/۹۴۴۶ | ۳۲/۶۹۹۰ | -۱/۷۳ |
| P_i | ۲۱/۰۸۰ | ۱۹/۵۲۲۳ | -۱/۷۳ |
| P_j | ۲۱/۰۸۰ | ۱۹/۵۲۲۳ | -۱/۷۳ |
| fr_i | -۱/۶۷۱۵۱* | -۳/۳۴۵۵* | -۱/۷۳ |
| rer_i | ۱۸/۰۸۲ | ۱۰/۲۰۸۳ | -۱/۷۳ |
| ε_{it} | -۷/۵۸۲۵* | -۷/۰۵۱* | -۱/۷۳ |

N= 132, T= 27

مقدار بحرانی جدول ایم، پسران و شین برای N=100 و T=25 برابر ۱/۷۳- است. بر این اساس تمامی متغیرها، بجز نرخ واقعی ارز ریشه واحد دارد و متغیر اخیر ایستاست. همچنین پسماند رگرسیون جدول (۱)، یعنی ε_{it} نیز ایستاست، که براساس آزمون ایم، پسران و شین فرض صفر عدم همگرایی رگرسیون رابطه (۱) جدول (۱) رد می شود و فرض مقابل یعنی همگرایی پذیرفته می شود.

پدرونی (۱۹۹۹) نیز برای آزمون همگرایی چندین شکل تصریح را همانند ایم، پسران و شین (۱۹۹۷) در نظر می گیرد. آزمون او بر ماتریس کواریانس بلندمدت جمله اخلاص مبتنی است. پدرونی چندین آزمون، از جمله آزمون ρ مبتنی بر پسماند، آزمون پارامتریک^۲ و آزمون ناپارامتریک^۳ را انجام داده است. آزمون پارامتریک شبیه آزمون ADF برای یک معادله و آزمون سوم شبیه آزمون فیلیس پرون (pp) است. او خواص نمونه محدود این آزمونها را با آزمایشهای مونت کارلو^۴ استخراج کرده است. روابط مربوط عبارتست از:

1. برای آزمون مذکور از نرم افزار TSP 4.3 استفاده شده است.

2. Parametric.
3. Non-parametric.
4. Monte Carlo.

$$V \text{ آماره } T^2 N^{3/2} Z_{V_{N,T}} = T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (۶)$$

$$\rho \text{ آماره } T \sqrt{N} Z_{\theta_{N,T-1}} = T \sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} * \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \eta_i) \quad (۷)$$

$$\text{آماره } Z_{pp} = \left(\sigma^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} * \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \eta_i) \quad (۸)$$

pp

که L_i عنصر i ام تجزیه چولسکی ماتریس پایین مثلثی ماتریس کواریانس مجانبی بلندمدت است که از e_{it} بدست می آید و e_{it} پسماند رگرسیون است. σ^2 واریانس بلندمدت مدل ناپارمتریک است و $\eta_i = 1/2(\sigma^2 - s^2)$ و σ^2 و s^2 واریانس های بلندمدت هر مقطع است که از رابطه:

$$E_{it} = \rho_i e_{it-1} + v_{it} \quad (۹)$$

بدست می آید. آماره ADF از رابطه زیر استخراج می شود:

$$\text{آماره } t \text{ (ADF)} Z_{t_{N,T}}^* = (S_{NT}^* \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-\frac{1}{2}} * \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t}) \quad (۱۰)$$

آماره های گروهی نیز با فرمول هایی کاملاً مشابه فرمول های بالا بدست می آید. نتایج آزمون ها در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۴- آزمون همگرایی پدرونی

| | |
|----------------|-----------------------|
| Panel v-stat = | -۱/۴۶۸۱۳ |
| Panel p-stat | ۴/۵۲۸۵۲ |
| Panel pp-stat | -۱۱/۹۷۶۵۳ |
| Panel adf-stat | -۷/۵۸۵۸ |
| Group p-stat | ۸/۸۳۶۰۹ |
| Group pp-stat | -۱۳/۱۴۸۶۶ |
| Group adf-stat | -۹/۳۱۶۸۲ |
| N=132, T=27 | No. of regressors = 6 |

ملاحظه می‌شود بجز آماره p ، تمامی آزمون‌ها بر وجود همگرایی متغیرها گواهی می‌دهد. با استناد به پدرونی، دلیل جواب غیر منتظره آماره p بزرگتر بودن تعداد مقاطع از دوره زمانی است ($N > T$) و این آزمون برای حالت ($T > N$) طراحی شده است.^۱

۳. مدل‌های پویا

برای برآورد کشش‌ها در کوتاه‌مدت، مدل جاذبه بلندمدت را، با این فرض که هر کشور تلاش می‌کند واردات خود از کشورهای دیگر را در یک حد مطلوب حفظ کند و تفاوت واردات واقعی با واردات مطلوب را از طریق یک مکانیسم تصحیح تعادل^۲ یا تصحیح خطا^۳ بر طرف سازد مشخص می‌سازیم. در اینصورت پس از در نظر گرفتن مکانیسم فوق، که یک مکانیسم تعدیل بشمار می‌رود، وقفه متغیر وابسته، یعنی واردات متقابل، بصورت متغیر مستقل در طرف راست ظاهر می‌شود. به این ترتیب امکان پارامتربندی مجدد مدل، به روش مدل داده‌های تلفیقی پویا، بوجود می‌آید. با این کار برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت امکان پذیر می‌گردد. به علاوه اگر وقفه‌های توزیع شده متغیرهای مستقل را نیز در مدل وارد کنیم، به مدل‌های خود برگردان با وقفه‌های توزیع شده می‌رسیم که امکان پارامتربندی غنی‌تر مدل را فراهم می‌سازد.

هنگامی که در مدل داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته، بصورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (هشیائو^۴، آرلانو و باند^۵ و بالتاجی (۱۹۹۵)) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS (اندرسون و هشیائو^۶) یا GMM آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتياس و سوستر^۷، برآورد 2SLS ممکن است بدلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب بدست دهد و برآوردها از لحاظ

1. می‌توان برای رفع این مشکل از تعداد مقاطع کاست یا به روش‌های بوتسترپ متوسل شد. فضای این مقاله اجازه ورود به بحث بوتسترپ را نمی‌دهد. اما روش اول ساده‌تر است. در ضمن آزمون مذکور با نرم‌افزار RATS انجام شده‌است.

2. Equilibrium Correction.

3. Error Correction.

4. Hsiao (1986).

5. Arrelano & Bond (1991).

6. Anderson & Hsiao (1981).

7. Matyas & Sevestre (1991).

آماری معنی دار نباشد. بنابراین روش GMM توسط آرانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است.

برای این کار ابتدا رابطه (۱) را با اضافه کردن وقفه متغیر m_{ij} به طرف راست بصورت پویا در آورده و پس از تفاضل گیری از متغیرها، رابطه زیر بدست می آید (توجه شود جملات اثر ثابت بخاطر تفاضل گیری حذف می شود):

$$\Delta m_{ijt} = \alpha x_{ij,t-1} + \beta \Delta x_{ij,t} + \delta \Delta m_{ij,t-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

یا در تصریحی دیگر:

$$\Delta m_{ijt} = \alpha x_{ij,t-1} + \beta \Delta x_{ij,t} + \delta \Delta m_{ij,t-1} + \Delta \Delta m_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (11')$$

تفاضل مرتبه دوم m_{2jk} را به این دلیل اضافه کرده ایم تا واریانس برآوردگر 2SLS کوچکتر شود و ضرایب معنی دار گردد. در برآورد GMM این متغیر حذف می شود.

جدول ۵ - برآوردهای 2SLS و GMM (۱۱) و (۱۱')

| | 2SLS | | | | | | GMM | |
|-------------------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|
| | ضریب ۱ | T | ضریب ۲ | t | ضریب ۳ | T | ضریب | T |
| C | ۰/۳۱۳۶ | ۴/۶۲ | ۰/۱۱۲۳ | ۱/۸۴۴۸ | ۰/۱۱۵۲ | ۱/۹۰۳ | -۰/۲۴۶۲ | -۴/۵۰۵۴ |
| Δm | -۰/۰۳۱ | -۶/۵۳ | --- | --- | --- | --- | ۰/۵۰۴۹ | ۳۴/۲۳۶۵ |
| $\Delta \Delta m$ | ۰/۴۸۲۴ | ۷۳/۴۲ | ۰/۴۹۴۷ | ۷۸/۰۹۹ | ۰/۴۷۶۶ | ۶۸/۴۶ | --- | --- |
| Δy_i | ۱/۳۱۴ | ۳/۲۷۵ | ۱/۴۳۵۶ | ۳/۵۶۰ | ۰/۴۲۰۱ | ۳/۵۴ | ۱/۴۳۴۶ | ۳/۸۴۰۳ |
| Δy_j | ۰/۹۱۴۵ | ۲/۳ | ۱/۰۳۳ | ۲/۵۸۵ | ۱/۰۴۱۵ | ۲/۶۲۰ | ۱/۳۶۰۰ | ۲/۸۸۲۶ |
| Δp_i | -۰/۶۲۴۱ | -۰/۴۵۹ | ۰/۲۸۷۵ | ۰/۲۱۱۶ | ۰/۱۸۵۸ | ۰/۱۳۷۵ | ۱۱/۳۹۵۱ | ۹/۴۹۸۳ |
| Δp_j | -۲/۹۳۳ | -۲/۱۶ | -۱/۹۵ | -۱/۴۴ | -۲/۴۳۲ | -۱/۸۰ | -۵/۵۸۸۱ | -۳/۷۳۶۱ |
| Δr_{er_i} | -۰/۰۳۶ | -۰/۴۰۰۳ | -۰/۰۹۴۶ | -۱/۰۵۴ | -۰/۰۸۵ | -۰/۹۵۶ | -۰/۱۵۵۱ | -۱/۰۶۲۹ |
| Δfr_i | ۰/۰۸۴ | ۲/۱۷۳ | ۰/۰۹۷۰۷ | ۲/۵ | ۰/۱۰۱۰ | ۲/۶۱۱ | ۰/۲۴۹۲ | ۳/۳۴۳۱ |
| ECT(-1) | --- | --- | --- | --- | -۰/۰۴۷ | -۶/۱۰ | --- | --- |

توضیح: کشورها همان کشورهای مذکور در جدول (۱) است.

در قسمت اول، سه تصریح برآوردهای 2SLS که یکی از آنها با جمله تصحیح خطا همراه و هر سه تفاضل مرتبه دوم m را نیز دربر دارند درج شده است. در قسمت دوم

برآوردهای GMM مدل پویا به روش آرلانو و باند (۱۹۹۱) آمده است. همانطور که مشاهده می‌گردد، در کلیه حالات برآورد 2SLS، ضرایب y_i و y_{jt} هر دو بزرگتر از یک (مقدار جدول (۱)) است و نشان می‌دهد ضرایب کوتاه‌مدت بزرگتر از ضرایب بلندمدت است. برآورد GMM نیز همین نتیجه را نشان می‌دهد. توجه شود که در اینجا کشش بلندمدت به طور مرسوم از مدل کوتاه‌مدت استخراج نشده است. کشش‌های درآمدی بلندمدت بطور معجزا، همانطور که گفته شد برابر $0/85$ برای واردات و $1/07$ برای صادرات است. به این ترتیب علاوه بر اینکه ضرایب در کوتاه‌مدت بزرگتر از بلندمدت است (بیومی)^۱، در کوتاه‌مدت ضریب واردات نیز از ضریب صادرات بزرگتر می‌باشد. بنابراین در کوتاه‌مدت رشد واردات سریعتر از رشد صادرات و هر دو سریعتر از رشد GDP تک‌تک کشورهاست. در کوتاه‌مدت، در اثر آزادسازی تجاری یا یکپارچگی اقتصادی، مشکل کسری تراز تجاری برای کشورهای در حال توسعه شامل در این مدل بوجود خواهد آمد.

جمله تصحیح خطا $ECT(-1)$ که در برآورد سوم از برآوردهای 2SLS گنجانده شده، سرعت تعدیل عدم تعادل در تراز پرداخت‌ها (بیشتر بودن واردات واقعی از واردات تعادلی بلندمدت) را نشان می‌دهد که مقدار آن برابر $-0/047$ است. جمله $ECT(-1)$ همان پسماند رگرسیون رابطه (۱) جدول (۱) با یک وقفه است که نشان‌دهنده تفاوت واردات واقعی از واردات تعادلی است که مدل تخمین می‌زند. به این ترتیب اگر عدم تعادلی در تراز پرداخت‌ها بوجود آید با سرعت بسیار اندکی تعدیل خواهد شد.

۴. مدل ARDL، جمله تصحیح خطا

در اینجا، ابتدا برای تخمین مدل کوتاه‌مدت به روش ARDL و با جمله تصحیح خطا، با استفاده از جانستون^۲ که مدل $ARDL(p, q, \dots, q)$ را مشخص می‌سازد، مدل رابطه (۱) را می‌توان بصورت زیر پارامتربندی مجدد کرد:

$$\Delta m_{ijt} = \beta_1 \Delta y_{it} + \beta_2 \Delta y_{jt} + \beta_3 \Delta p_{it} + \beta_4 \Delta p_{jt} + \beta_5 \Delta fr_{it} + \beta_6 \Delta rer_{it} + \beta_7 \Delta tm_{ijt} + \beta_8 \Delta tx_{ijt} + \phi_1 \varepsilon_{ijt-1} + u_{ijt} \quad (12)$$

1. Bayoumi (1998).

2. Johnston & DiNardo (1997).

این رابطه برای مقایسه با برآوردهای 2SLS و GMM مشخص شده و با روش OLS برآورد می‌شود و در آن tm_{ijt} نسبت واردات i و j به یکدیگر و tx_{ijt} نسبت صادرات کشورهای ثالث به دو کشور $\left(\frac{x_{ki}}{x_{kj}}\right)$ و $\varepsilon_{ij,t-1}$ جمله خطای رابطه (۱) است. در اینصورت، بنا به وودریج^۱، کاربرد OLS در مدل (۱۲) برآوردهای سازگاری بدست خواهد داد. رابطه (۳) بدون جملات tm_{ijt} و tx_{ijt} ، با روش OLS ساده که بگفته وودریج (۲۰۰۲) روش سازگاری است برآورده شده است:

جدول ۶- برآورد مدل تصحیح خطا (متغیر وابسته Δm_{ijt} ، واردات متقابل)

| متغیر | ضریب | آماره t | احتمال |
|----------------|----------|---------|--------|
| C | ۰/۰۱۲۴۱ | ۲/۱۸۷۷ | ۰/۰۲۸۸ |
| Δy_i | ۱/۶۷۴۱ | ۲۴/۷۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δy_j | ۱/۴۸۲۳ | ۲۴/۹۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δp_i | -۰/۱۸۷۹ | -۱/۶۶۵ | ۰/۰۹۵۹ |
| Δp_j | -۰/۲۶۹۴ | -۷/۵۵۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δfr_i | ۰/۰۲۴۰۰۸ | ۳/۵۸۵۶ | ۰/۰۰۰۳ |
| Δrer_i | -۰/۳۰۳۸ | -۱۶/۰۳۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| ECT(-1) | -۰/۱۲۴ | -۱۲/۰۳۹ | ۰/۰۰۰۰ |

$$R^2 = ۰/۱۶ \quad adj_R^2 = ۰/۱۵ \quad F = ۹۲/۹۳$$

توضیح: کشورها همان کشورهای مذکور در جدول (۱) است.

مجدداً ملاحظه می‌شود کشش‌های واردات و صادرات نسبت به GDP از یک بزرگتر و کشش واردات بزرگتر از کشش صادرات است. تمام متغیرها علامت مورد انتظار دارند و با معنی هستند (حتی نرخ ارز واقعی) و سرعت تعدیل عدم تعادل نیز بیشتر است (۰/۱۲۴)، ضریب ECT).

یک پارامتر بندی غنی تر از رابطه (۱) بر اساس پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۵) و بیومی^۲ بصورت رابطه (۲) است. در حقیقت رابطه (۲) از پارامتر بندی رابطه (۱)، یعنی رابطه جاذبه

1. Wooldridge (2002).

2. Bayoumi (1999).

بصورت مدل $ARDL(P, q, \dots, q)$ بدست آمده که P مرتبه جمله AR و q مرتبه وقفه‌های توزیع شده متغیرهای مستقل است. می‌توان بسادگی رابطه (۲) را بسط داد تا تفاضل‌های مرتبه دوم متغیرهای مستقل نیز در مدل وارد گردد (در تخمین رابطه (۲) که در جدول (۷) آمده این نکته رعایت گردیده است). به این ترتیب رویکرد پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۵) با رویکرد بیومی (۱۹۹۹) ترکیب شده و رابطه جدید بدست آمده است.

در تخمین جدول (۷) متغیرهای مستقل با تفاضل مرتبه اول و تفاضل مرتبه دوم آنها با وقفه‌های تا چهار دوره وارد می‌شود. متغیر وابسته این برآورد نیز تفاضل مرتبه اول واردات متقابل (Δm_{ijt}) است. در اینجا برای رعایت اختصار از درج فرمول خودداری کرده و مستقیم نتایج در جدول (۷) ذکر شده است که به راحتی قابل استنباط است. $m1$ وقفه متغیر وابسته یعنی واردات متقابل است و سایر متغیرها نیز قبلاً تعریف شده‌اند. عددها نشان‌دهنده وقفه هستند.

جدول ۷- برآورد پارامتر بندی وقفه‌های توزیع شده خود بازگشتی

| Var | Coef | Std. Error | t-Stat | Prob |
|----------------------|-----------|------------|-----------|--------|
| C | -۰/۴۵۴۱۴۲ | ۰/۰۴۷۱۲۵ | -۹/۶۳۷۰۱۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| m1 | -۰/۱۳۵۶۶۷ | ۰/۰۱۰۹۰۴ | -۱۲/۴۴۱۸۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| Y_i | ۰/۱۱۲۰۶۰ | ۰/۰۰۷۷۳۰ | ۱۴/۴۹۷۵۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δy_i4 | ۱/۷۲۷۰۷۲ | ۰/۱۳۶۰۴۹ | ۱۲/۶۹۴۴۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_i$ | ۱/۳۹۱۹۱۷ | ۰/۰۸۳۵۷۸ | ۱۶/۶۵۴۱۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_i1$ | ۱/۴۲۰۲۰۴ | ۰/۰۹۷۹۸۴ | ۱۴/۴۹۴۲۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_i2$ | ۱/۶۸۱۶۶۹ | ۰/۱۱۰۰۸۵ | ۱۵/۲۷۶۱۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_i3$ | ۱/۷۲۲۳۰۱ | ۰/۱۲۱۴۵۶ | ۱۴/۱۷۹۴۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| Y_j | ۰/۱۴۱۸۵۶ | ۰/۰۱۰۸۷۴ | ۱۳/۰۴۵۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δy_j4 | ۲/۵۳۶۷۷۰ | ۰/۱۴۰۰۸۴ | ۱۸/۱۰۸۹۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_j$ | ۰/۹۸۹۶۱۳ | ۰/۰۹۱۵۹۸ | ۱۰/۸۰۳۸۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_j1$ | ۱/۸۷۰۹۷۴ | ۰/۱۰۶۳۱۱ | ۱۷/۵۹۹۰۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_j2$ | ۱/۷۷۵۲۶۰ | ۰/۱۱۹۳۱۱ | ۱۴/۸۷۹۲۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta \Delta y_j3$ | ۱/۶۵۹۴۸۵ | ۰/۱۲۸۴۶۱ | ۱۲/۹۱۸۲۱ | ۰/۰۰۰۰ |

ادامه جدول ۷-

| Var | Coef | Std. Error | t-Stat | Prob |
|-----------------------|-----------|------------|-----------|--------|
| P_i | -۰/۰۲۸۴۷۷ | ۰/۰۰۲۴۵۴ | -۱۱/۶۰۲۵۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δp_i4 | -۰/۰۶۲۵۷۵ | ۰/۲۴۹۳۹۲ | -۰/۲۵۰۹۱۰ | ۰/۸۰۱۹ |
| $\Delta\Delta p_i$ | ۰/۳۴۲۶۵۰ | ۰/۱۲۹۵۰۸ | ۲/۶۴۵۷۸۰ | ۰/۰۰۸۲ |
| $\Delta\Delta p_i1$ | ۱/۳۴۶۹۲۹ | ۰/۱۸۳۴۶۹ | ۷/۳۴۱۴۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta\Delta p_i2$ | ۱/۰۸۹۹۴۵ | ۰/۲۱۴۴۱۰ | ۵/۰۸۳۴۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta\Delta p_i3$ | -۰/۰۰۴۷۰۲ | ۰/۲۴۲۹۳۸ | -۰/۰۱۹۳۵۳ | ۰/۹۸۴۶ |
| P_j | -۰/۰۳۳۳۶۴ | ۰/۰۰۲۶۲۶ | -۱۲/۷۰۳۱۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δp_j4 | ۰/۳۹۶۸۱۸ | ۰/۳۲۶۰۴۹ | -۱/۲۱۷۰۵۰ | ۰/۲۲۳۷ |
| $\Delta\Delta p_j$ | ۰/۳۱۶۸۶۷ | ۰/۲۳۶۸۹۲ | ۱/۳۳۷۵۹۹ | ۰/۱۸۱۱ |
| $\Delta\Delta p_j1$ | -۰/۰۸۱۱۰۹ | ۰/۲۹۱۵۴۴ | -۰/۲۷۸۲۰۵ | ۰/۷۸۰۹ |
| $\Delta\Delta p_j2$ | ۰/۸۴۵۸۳۰ | ۰/۳۲۶۱۹۲ | ۲/۵۹۳۰۴۶ | ۰/۰۰۹۶ |
| $\Delta\Delta p_j3$ | ۰/۶۱۲۷۸۴ | ۰/۳۳۱۸۴۷ | ۱/۸۴۶۵۸۴ | ۰/۰۶۴۹ |
| Rer_i | -۰/۰۱۶۶۹۹ | ۰/۰۰۴۹۳۶ | -۳/۳۸۳۰۰۹ | ۰/۰۰۰۷ |
| Δrer_i4 | -۰/۱۵۵۷۷۳ | ۰/۰۴۹۱۳۷ | -۳/۱۷۰۱۷۸ | ۰/۰۰۱۵ |
| $\Delta\Delta rer_i$ | -۰/۱۶۷۶۸۹ | ۰/۰۲۹۴۹۴ | -۵/۶۸۵۴۵۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta\Delta rer_i1$ | -۰/۲۱۴۴۳۴ | ۰/۰۳۰۰۹۷ | -۷/۱۲۴۷۵۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta\Delta rer_i2$ | -۰/۱۴۲۹۷۲ | ۰/۰۳۷۴۷۳ | -۳/۸۱۵۳۰۴ | ۰/۰۰۰۱ |
| $\Delta\Delta rer_i3$ | -۰/۱۸۷۷۵۱ | ۰/۰۴۲۹۹۸ | -۴/۳۶۶۵۲۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| fr_i | ۰/۰۲۸۸۲۳ | ۰/۰۰۴۸۲۶ | ۵/۹۷۲۸۲۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| Δfr_i4 | ۰/۱۲۹۴۶۵ | ۰/۰۲۸۵۶۱ | ۴/۵۳۲۹۸۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\Delta\Delta fr_i$ | -۰/۰۲۰۸۵۵ | ۰/۰۰۹۷۲۴ | -۲/۱۴۴۷۳۰ | ۰/۰۳۲۱ |
| $\Delta\Delta fr_i1$ | ۰/۰۲۳۹۱۳ | ۰/۰۱۴۹۵۶ | ۱/۵۹۸۸۲۷ | ۰/۱۱۰۰ |
| $\Delta\Delta fr_i2$ | ۰/۰۱۳۵۳۰ | ۰/۰۲۰۱۴۶ | ۰/۶۷۱۶۰۲ | ۰/۵۰۱۹ |
| $\Delta\Delta fr_i3$ | ۰/۰۸۱۲۴۷ | ۰/۰۲۴۸۴۳ | ۳/۲۷۰۴۲۱ | ۰/۰۰۱۱ |

$$R^2 = ۰/۲۰۷۱ \quad \text{adj_}R^2 = ۰/۱۹۶۸ \quad F = ۲۰/۲۳۲۴$$

در این پارامتربندی، وقفه‌های طولانی‌تر اجازه می‌دهد مسیر زمانی کشش‌ها در کوتاه و میان مدت استخراج گردد. با این حال تصریح متفاوتی از مدل پویایی هستند که به روش 2SLS و GMM برآورد شد، و به نحوی می‌توان کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را توأم با یکدیگر در این مدل بدست آورد. در اینجا ضرایب متغیرهای مستقل که در سطح ظاهر

شده‌اند مثل P_j, p_i, y_j, y_i و سایر متغیرها، ضرایب لحظه‌ای یا به عبارتی کشش‌های لحظه‌ای یا آنی^۱ را اندازه‌گیری می‌کند. ضریب همین متغیرها که با تفاضل اول و با وقفه چهارم وارد شده‌است کشش را پس از گذشت چهار سال نشان می‌دهد. ضرایب همین متغیرها که دوبار تفاضل‌گیری شده‌است و تا وقفه سوم پیش رفته است به ترتیب کشش‌ها را پس از گذشت یکسال، دوسال و سه سال اندازه‌گیری می‌کند. در طول سال اول کشش‌ها برابر است با ضریب $\Delta\Delta y_i$ و $\Delta\Delta y_j$ بدون وقفه. در همین حال برای اندازه‌گیری کشش در بلندمدت و در حالت تعادل باید ضریب متغیرهای مستقل را که در سطح در رگرسیون ظاهر شده است بر ضریب متغیر m_1 که در جدول ظاهر شده‌است و وقفه متغیر وابسته یعنی m_{ij} می‌باشد تقسیم و در یک منفی ضرب کرد.

به این ترتیب مشاهده می‌شود کشش آنی واردات ۰/۱۱ و کشش آنی صادرات برابر ۰/۱۴ است. با تقسیم آنها بر ضریب m_1 ، یعنی ۰/۱۳۵۶، کشش‌های بلندمدت برابر ۰/۸۲ و ۱/۰۴ به ترتیب برای واردات و صادرات بدست می‌آید که تقریباً برابر برآورد کشش بلندمدت جدول (۱)، یعنی ۰/۸۵ و ۱/۰۷ است. این تأییدی بود بر استخراج کشش‌های بلندمدت، از کشش‌های کوتاه‌مدت، در این مدل.

حال به سراغ کشش‌های سال اول به بعد می‌رویم. ضریب $\Delta\Delta y_i$ ، کشش واردات به GDP است که در سال اول به ۱/۳۹ می‌رسد، درحالی‌که ضریب $\Delta\Delta y_j$ کشش صادرات به GDP است که در سال اول تنها ۰/۹۹ است. ملاحظه می‌شود در کوتاه‌مدت، در انتهای سال اول، هنوز کشش واردات بالاتر از کشش صادرات است. این نیز تأییدی بر نتایج روش 2SLS و GMM است که کشش واردات در کوتاه‌مدت بزرگتر از کشش صادرات است. از آن پس کشش‌های صادرات و واردات در مسیر زمانی به یکدیگر نزدیکتر می‌شوند، بطوریکه در سال دوم کشش صادرات ۱/۸۷ و کشش واردات ۱/۴۲ است، پس کشش صادرات بر واردات فزونی می‌گیرد، در سال سوم کشش واردات ۱/۶۸ و کشش صادرات ۱/۷۷ است و در سال سوم رفتار کمی نامنظم است. کشش واردات ۱/۷۲ و کشش صادرات ۱/۶۵ می‌شود. در مجموع نتایج جدول (۷) تأییدکننده بزرگتر شدن کشش

1. On impact.

صادرات نسبت به واردات در مسیر زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت است. مشاهده می‌گردد که علامت تمام ضرایب مطابق با انتظار نظری است و تنها چند متغیر است که مقدار آنها از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. در ضمن ضریب m_1 در جدول در حقیقت به تعبیری همان جمله تصحیح خطا (ECT) است که سرعت تعدیل عدم تعادل را به سمت تعادل بلندمدت نشان می‌دهد و مقدار آن برابر $0/13$ بدست آمده که تغییر محسوسی با نتایج جدول (۶) ندارد.

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله مدل جاذبه برای استنباط اثرات یکپارچگی اقتصادی بر تراز حساب جاری، دامنه اثرات ایجاد و انحراف تجارت، اندازه‌گیری کشش‌های درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، آزمون فرضیه در مورد نسبت صادرات و واردات کشورها با یکدیگر (به جای آزمون فرضیه لیندر)، و اندازه‌گیری مقاومت چند جانبه در مقابل واردات و قدرت نفوذ صادرات بکار رفت. مشخص شد ایران دارای بیشترین مقاومت در مقابل واردات است و ضریب نفوذ صادراتی آن نیز ناچیز می‌باشد. همین نکته نشان می‌دهد در صورتی که ایران با کشورهای منطقه، طرح تجارت آزاد ایجاد کند ممکن است بیشترین اثر ایجاد تجارت در بازار ایران رخ دهد.

به علاوه، تصریح مدل در حالت‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داد تراز تجاری پس از طرح یکپارچگی ابتدا گرایش به کاهش یا منفی شدن دارد اما در بلندمدت صادرات بیشتر از واردات خواهد شد. مشخص شد نرخ ارز واقعی نیز در تعدیل کسری تراز تجاری چندان مؤثر نیست و سرعت تعدیل عدم تعادل در واردات کند است.

این دو نکته بر بی‌معنی بودن ترس از زیان ایران در صورت شرکت در طرح‌های یکپارچگی اقتصادی تأکید دارد. اصولاً نباید زیان را براساس بیشتر بودن متوسط تعرفه ایران از متوسط تعرفه سایر کشورها قیاس کرد. با این حال در سیاستگذاری براساس پیامدهای تجربی این مقاله، باید جریان‌های سرمایه خارجی برای پرکردن شکاف ارزی در کوتاه‌مدت یا کمک‌های مالی به منظور پشتیبانی از طرح‌های تجاری از جانب مؤسسات

بین‌المللی مد نظر باشد.

در زمینه سیاست‌های اعطای کمک، وام، تزریق سرمایه خارجی و غیره باید نهایت دقت بکار گرفته شود. مشکل وقتی حادث می‌شود که توجه شود رشد سریعتر واردات نسبت به صادرات، کشورهای در حال توسعه را در معرض بحران مالی معمول در این کشورها قرار می‌دهد. توجه زیادی باید داشت تا رشد بهره‌وری در این کشورها، از متوسط جهانی یا متوسط منطقه ارزی‌ای که با آن تجارت می‌کنند، یا از یکدیگر، پایین‌تر نباشد. همانطور که این مدل‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد، در اینجا ضریب نرخ ارز واقعی از لحاظ آماری بی‌معنی است و در مدل بلندمدت رابطه (۱) در جدول (۱) نیز تأثیر آن در تعدیل واردات ناچیز است. در حقیقت فقط در این مدل‌ها به تعبیری می‌توان گفت نرخ ارز واقعی تعادلی تنها در بلندمدت بر سطح تجارت اثر می‌گذارد و در کوتاه‌مدت بی‌تأثیر است. به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت پس از افزایش نرخ واقعی ارز بدنبال تضعیف نرخ برابری پول ملی، واردات چندان کاهش نخواهد یافت.

منابع

- Aitken, N.D. (1973); "The Effect of EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross Section Analysis", *American Economic Review*, December.
- Anderson, J.E. (1979); "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Economic Review*, 69, March.
- Anderson, T. W. and Hsiao, C. (1981); "Estimation of Dynamic Models with Error Component", *Journal of the American Statistical Association*, 76.
- Arellano, M. and S. Bond (1991); "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58.
- Balassa, Bela (1989); *Comparative Advantage, Trade Policy and Economic Development*, New York: Harvester wheatsheaf.
- Baltagi B. (ed.) (2000); *Non-stationary Panels, Panel Co-integration, and Dynamic Panels*, Collected Papers with Introduction, New York: Elsevier Science Inc.
- Bayoumi, Tamim (1999); "Estimating Trade Equations from Aggregate Bilateral Data", *IMF Working Paper*, Wp/99/44.
- Bergstrand, J.H. (1985); "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 67.
- Bergstrand, J.H. (1989); "The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, 71.
- Bergstrand, J.H. (1990); "The Heckscher-Ohlin - Samuelson Model, the Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-industry Trade", *Economic Journal*, 100.
- Bhagwati, J. (1971); "Trade Diverting Customs Union and Welfare Improvement: Clarification", *Economic Journal*, Vol. 81.
- Cooper C.A. and Massel B.F. (1965a); "A New Look at Customs Theory", *Economic Journal*, Vol. 15.

- Deardorff, A. (1995); "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?", *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 5377.
- _____ (1997); "Determinants of Bilateral trade: Does Gravity Work in a Classical World?", in: *The Rationalization of World Economy*, ed. By J. Frankel, Chicago: University of Chicago Press.
- Frankel, J., Stein, E. and Wei S. (1995); "Trading Blocks and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Supernatural", *Journal of Development Economics*, 47.
- Hsiao, C. (1986); *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (1997); "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel", *Department of Applied Economics*, University of Cambridge, UK.
- Johnston, J. and DiNardo, J. (1997); *Econometric Methods*, New York: the McGraw – Hill Company.
- Kao, C. (1999); "Spurious Regression and Residual Based Test for Co-integration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 99.
- Krugman, P. (1991); "Is Bilateralism Bad?" in: E. Helpman and A. Razin, (eds), *International Trade and Trade Policy*, Cambridge, MIT press. Also reprinted in: *International Economic Integration*, ed. By M. N. Jovanovic (1998), Vol. 1.
- Levin, A. and Lin, C. F. (1992); "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Discussion Paper*, No. 92-93, University of California.
- Linnemann, H. (1966); *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam: North Holland.
- Lipsey, R.G. (1957); "The Theory of Customs Union: Trade Diversion and Welfare", *Economica*, Vol. 24.
- Lipsey R. G. (1970); *The Theory of Customs Union: A General Equilibrium Analysis*, London: Weidenfeld and Nicolson.

- Maddala, G. S. and In-Moo Kim (1998); *Unit roots, Co-integration and Structural Change*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Matyas, L. and Sevestre P. (1992); *The Econometric Analysis of Panel Data, Handbook of Theory and Application*, Dordrech, Kluwer Academic Press.
- Matyas, L. (1997); "Proper Econometric Specification of Gravity Model", *The World Economy*, Vol. 20, No. 3.
- Pedroni, P. (1997); *Panel Co-integration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test With Application to the PPP Hypothesis*, Working Paper, Department of Economics, Indiana University.
- Pedroni, P. (1999); *Critical Values for Co-integration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, Working Paper, Department of Economics, Indiana University.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. Smith (1998); "Pooled Mean group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of American Statistical Association*, 94.
- Polack, Jacques J. (1996); "Is Apec a Natural Regional Trading Blocks? A Critique of the Gravity Model of International Trade", *The World Economy*, 19 (5).
- Tinbergen, J. (1962); *Shaping the World Economy*, New York: Twentieth Century Fund.
- Viner, J. (1953); *International Trade and Economic Development*, Oxford: Clarendon Press.
- Wonnocot, G.P. and Wonnocot R.G. (1981); "Is Unilateral Tariff Reduction Preferable to a Customs Union? The Curious Case of the Missing Foreign Tariff", *American Economic Review*, Vol. 71.
- _____ (1984); "How General is the Case for Unilateral Tariff Reduction", *American Economic Review*, Vol. 14.
- Wooldridge, J. M. (2002); *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, The MIT Press.