فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال اول / شماره دوم / پاییز ۱۳۸۹

بررسي عوامل مؤثر بر توزيع درآمد با تأكيد بر نقش تجارت خارجي
مطالعه موردي ايران بين سالهاي۱۳۸۶-۱۳۵۶

محمد بابازاده[۱] ـ صالح فويدل[۲] ـ حسن عموزاد خليلي[۳]

تاريخ دريافت: ۸۸/۱۲/۲۰ تاريخ پذيرش: ۸۹/ ۵/۱۰

چكيده

توزيع درآمد يكي از موضوعات مهم و مورد توجه در هر اقتصادي به شمار مي‌آيد. با گسترش توليدات ملي و ايجاد مؤسسات تجاري بين‌المللي، در سالهاي اخير تجارت خارجي روندي رو به رشد در جهان نشان مي‌دهد. با توجه به اهميت توزيع درآمد در اقتصاد ملي، بررسي اثر تجارت خارجي بر توزيع درآمد در هر اقتصادي داراي اهميت مي‌باشد. در اين تحقيق به بررسي عوامل مؤثر بر توزيع درآمد با تأكيد بر اثر تجارت خارجي پرداخته شده است. در ابتدا چارچوبي ارائه شده که ارتباط بين توزيع درآمد و تجارت خارجي را نشان مي‌دهد. نتايج چارچوب نظري نشان مي‌دهد که رابطه توزيع درآمد و تجارت خارجي به لحاظ تئوريك روشن نيست و بستگي به ساختار اقتصادي جامعه دارد. در ادامه به بررسي تجربي ارتباط ميان توزيع درآمد و تجارت خارجي در اقتصاد ايران پرداخته شده است. نتايج بررسي تجربي نشان مي‌دهد که تجارت خارجي موجب كاهش نابرابري درآمدي در ايران مي‌شود ولي داراي اثر چشمگيري نمي‌باشد. همچنين صادرات غيرنفتي اثر معني دار بر توزيع درآمد ندارد ولي در مقابل صادرات نفتي منجر به افزايش نابرابري درآمدي در ايران مي‌شود. واردات نيز موجب بهبود شاخص توزيع درآمد در ايران مي‌شود. همچنين اثر افزايش توليد ناخالص داخلي سرانه بر توزيع درآمد به گونه‌اي است که سهم گروههاي درآمدي بالا از افزايش GDP بيشتر است و اين موضوع نشان مي‌دهد که اقتصاد ايران در مرحله اول منحني كوزنتس قرار دارد.

طبقه‌بندي JEL: F16-E25-D33

كليد واژه‌ها: توزيع درآمد، ضريب جيني، تجارت خارجي، صادرات نفتي، صادرات غيرنفتي.

[۱] استاديار دانشكده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فيروزكوه (مسئول مكاتبات) babazadeh@Iaufb.ac.ir

[۲] استاديار دانشكده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فيروزكوه

[۳] كارشناس ارشد علوم اقتصادی

۱- مقدمه

موضوع توزیع درآمد یکي از پدیده‌هاي مهم اقتصادي و اجتماعي در هر کشور است. این عامل چگونگي سهم افراد یک کشور از درآمد ملي و درجه نابرابري بین افراد را توصیف مي‌کند. از این رو ساختار توزیع درآمد و نابرابري درآمدي از مسائلي است که مورد توجه تمامي مکاتب اقتصادي قرار دارد و همه این مکاتب در مورد آن ابراز نظر نموده‌اند. با توجه به اینکه نابرابري درآمدي با عدالت اجتماعي و همچنین با ساختار اجتماعي جامعه از قبیل میزان جرائم در ارتباط است، این موضوع مورد توجه دولتها قرار مي‌گیرد. از این رو است که شناخت ساختار توزیع درآمد در هر جامعه‌اي داراي اهمیت مي‌باشد.

در مورد تأثیر تجارت خارجي بر توزیع درآمد در ایران مطالعات تجربي صورت نگرفته است و عمده تحقیقات در این حوزه در زمینه شناسایي عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران بوده است که به متغیر توزیع درآمد توجهي نشده است. در این میان بررسي رابطه بین تجارت خارجي و توزیع درآمد در ایران در شرایطي که ایران قصد الحاق به سازمان تجارت جهاني (WTO) را دارد و پیامد آن آزادسازي تجارت خارجي و افزایش مبادلات تجارت خارجي است، داراي اهمیت مي‌باشد.

در ادبیات اقتصاد بین‌الملل بر اساس آنچه که هکشچر-اوهلین (HO)، در تئوري تجارت مطرح کرده‌اند، تجارت مي‌تواند بر عایدي عوامل تولید تأثیر بگذارد. بر اساس این تئوري هر کشوري صادر کننده کالایي است که در تولید آن شدت کاربرد عاملي که فراوانتر دارد بیشتر است(نظریه فراواني عوامل تولید). در سال ۱۹۴۰ استالپر و ساموئلسون[1] این تئوري را گسترش دادند و نشان دادند «با آزادسازي اقتصاد و به تبع آن تولید بیشتر کالاهایي که از منابع فراوان جامعه با شدت بیشتر استفاده مي‌کنند، دستمزدها و یا قیمت منابع فراوان‌تر افزایش و قیمت منابع کمیاب کاهش مي‌یابد»[2]. بنابراین توزیع درآمد در اقتصاد تحت تأثیر قرار مي‌گیرد. براي بررسي اثر تجارت بر توزیع درآمد مطالعات انجام گرفته از این رویکرد استفاده نموده‌اند و در مواردي تغییراتي در آن صورت گرفته است. به طور مثال گستره وسیعي از تحقیقات بر افزودن عامل سرمایه انساني به مدل (HO)

[1] Wolfgang Stolper and Paul Samuelson.
[2] William R. Cline, 1999.

پرداخته‌اند و تأثير تجارت خارجي را بر دستمزدهاي كارگران ماهر و غيرماهر آزمون كرده‌اند. در مقاله‌اي تحت عنوان « تجارت و توزيع درآمد در كشورهاي در حال توسعه» در سال ۱۹۹۸كارل ليتوين[1] ارتباط ميان تجارت خارجي و توزيع درآمد را در كشورهاي در حال توسعه آزمون كرده است. نتايج نشان مي‌دهد كه تأثير آزادسازي تجاري بر توزيع درآمد به ميزان سرمايه انساني در جامعه بستگي دارد. با آزادسازي تجاري هر چه آموزشهاي پايه‌اي در كشورهاي در حال توسعه بيشتر باشد، جامعه به سمت توليد و صادرات كالاهاي صنعتي حركت مي‌كند و نابرابري درآمد در آنها بيشتر است. عده‌اي ديگر عامل تكنولوژي را به مدل (HO) افزوده‌اند و در پي بررسي تأثير تفاوت تكنولوژي بر تفاوت توزيع درآمد در ميان كشورهاي مختلف بوده‌اند. در اين زمينه رونالد جونز[2] (۲۰۰۸) به اين نتيجه رسيده است كه بهبود تكنولوژي در يك بخش از يك كشور بر توزيع درآمد كشور خودي و ديگر كشورها تأثير مي‌گذارد. بهبود تكنولوژي كشور مقابل در توليد كالاهايي كه كشور خودي صادر مي‌كند، ممكن است توزيع درآمد بين كشورها را بهتر كند و توزيع درآمد در داخل كشوري كه بهبود تكنولوژي در آن اتفاق افتاده است را نيز بهتر كند. در تحقيقات ديگري سعي شده است تا فروض به كار گرفته شده در مدل (HO) مورد بازنگري قرار گيرد. در گزارش "نهادها و جهاني سازي" در سال ۲۰۰۳ در مقاله‌اي تحت عنوان «**توزيع درآمد، موجودي عوامل توليد و درجه باز بودن اقتصاد**»، اسپريمبرگ و همكاران[3] مدلي را براي بررسي اثر تجارت خارجي بر توزيع درآمد بين كشورهاي مختلف مورد استفاده قرار داده‌اند. در اين مقاله، براي بررسي ارتباط توزيع درآمد و تجارت خارجي ابتدا از يک اقتصاد بسته شروع مي‌شود، سپس به چارچوبي كه در آن تعدادي كشور كه كالاهاي توليد شده خود را به اشتراک مي‌گذارند اما در منابع داراي تفاوت هستند، تعميم مي‌يابد. در نهايت با كنار گذاشتن عدم وجود تعرفه‌ها، تأثير تجارت بر توزيع درآمد شخصي مورد بررسي قرار مي‌گيرد. اين رويكرد با استفاده از روش داده‌هاي تلفيقي براي كشورهاي منتخب مورد آزمون قرار گرفته است و نتايج نشان مي‌دهد كه آزاد

[1] Carol Litwin.
[2] Ronald Jones.
[3] spilimbergo A, Landono JL & Szekely M.(2003)

سازي تجارت خارجي توزيع درآمد را در كشورهايي كه وفور سرمايه دارند كاهش و در كشورهايي كه وفور نيروي كار ماهر دارند، كاهش مي‌دهد.

۲-چارچوب نظري

رويكرد اين مقاله در جهت بررسي اثر تجارت خارجي بر توزيع درآمد در ايران است. چارچوب نظري مورد استفاده برگرفته مطالعه اسپريمبرگ و همكارن (۲۰۰۳) و مدل تجارت هكشچر- اوهلين با اندكي تغييرات مي‌باشد. در اين مطالعه بررسي اثر آزاد سازي تجارت با استفاده از روش داده‌هاي تلفيقي در ميان كشورهاي منتخب صورت پذيرفته است. از آنجايي كه هدف مقاله حاضر، بررسي صرفا در يك كشور مي‌باشد، لذا براي تطابق با شرايط ايران برخي از متغيرهاي مهم اثرگذار بر توزيع درآمد در ايران به آن اضافه مي‌شود.

۲-۱ سهم عوامل توليد در اقتصاد بسته:

اقتصاد بسته مورد نظر داراي m عامل توليد مختلف است و n فرد در آن وجود دارد. بردار E نشاندهنده مقدار موجودي عوامل (نهاده‌ها) در اقتصاد است و بردار Q مقدار كل توليدات (محصولات) را نشان مي‌دهد. تابع توليدي كه براي توليد محصولات به كار مي‌رود به صورت زير است:

$$Q^C = F(E) \qquad (۱)$$

كه F نشاندهنده تابع توليد است. اگر رقابت كامل در بازار عوامل توليد و بازار كالاها وجود وجود داشته باشد، قيمت هر عامل توليد برابر با ارزش توليد نهايي آنها در تمامي بخش‌هايي خواهد بود كه عوامل در آنها مورد استفاده قرار مي‌گيرد. به طوري كه:

$$P^C F'(E) = W \qquad (۲)$$

در حالي كه P^c بردار قيمت كالاهاي نهايي است كه در اقتصاد بسته وجود دارد. $F'(E)$ بردار توليدات نهايي عوامل E است و W بردار قيمت عوامل توليد است كه به عوامل توليد پرداخت مي‌شود. در ادامه فرض مي‌شود كه براي عوامل توليد اشتغال كامل وجود دارد.

فرض اشتغال کامل در معادله ۲ بردار قیمتي W را به صورت تابعي از قیمت کالاها (p) و نسبت موجودي عوامل در اقتصاد (E) ارائه مي‌دهد به طوري که:

$$W^{c} = W\ (E, P^{c}) \qquad (۳)$$

سیستم مذکور با وارد کردن تابع تقاضاي کالاها کامل مي‌شود. تابع تقاضا عبارت است از قیمتي که مصرف کنندگان حاضر و قادرند در هر سطح محصولات پرداخت کنند به طوري که:

$$P^{C} = P(Q^{c}) \qquad (۴)$$

با قرار دادن معادله ۴ و معادله ۱ در معادله ۳، قیمت عوامل تولید، تابعي از موجودي منابع به دست مي‌آید:

$$W^{c} = W\ (E) \qquad (۵)$$

نتیجه اینکه موجودي عوامل به طور کامل، قیمت آن را در یک اقتصاد بسته تعیین مي‌کند. باید توجه شود که اگر تابع تولید F، داراي بازده ثابت نسبت به مقیاس باشد، اندازه اقتصاد در تعیین قیمت نسبي عوامل تولید نقشي ندارد. علاوه بر این قیمت نسبي یک عامل به صورت منفي با فراواني آن تحت شرایط بازدهي نزولي و نبود یا اندک بودن امکان جانشیني بین عوامل در ارتباط است.

۲-۲ سهم عوامل تولید در یک اقتصاد کوچک و باز

در یک اقتصاد کوچک و باز، بردار قیمت کالاها (P^{*})، را قیمت کالاهاي قابل مبادله در تجارت جهاني مشخص مي‌کند. در صورتي که: ۱. اقتصاد به اندازه کافي مشابه سایر کشورها باشد (از نظر موجودي عوامل)، ۲. اقتصاد داراي تکنولوژي مشابه سایر کشورها باشد، ۳. اقتصاد داراي هیچ کالاي غیرقابل مبادله‌اي نباشد، ۴. تابع تولید همگن از درجه یک بوده و ۵. اقتصاد داراي بازگشت شدت عوامل نباشد[1]، برابري قیمت عوامل بین کشورها وجود خواهد داشت و قیمتهاي داخلي عوامل بوسیله قیمتهاي جهاني کالاها به صورت زیر تعیین مي‌شود.

[1] Not Factor Intensity recursive

$$W^{0} = W(p^{*}) \qquad (۶)$$

اما اگر يكي از اين شرايط برقرار نباشد، برابري قيمت عوامل تضمين نمي شود و هر دوي قيمت جهاني كالا و موجودي عوامل داخلي، قيمت عوامل را در داخل كشور تعيين خواهند كرد.

$$W^{0} = W\left(P^{*}, E\right) \qquad (۷)$$

در يک اقتصاد جهاني كه موجودي عوامل توليد در كشورهاي كوچک تفاوت محسوسي ندارد، قيمت جهاني توسط موجودي نسبي جهاني مشابه روش يک اقتصاد بسته تعيين مي‌شود. به طوري كه:

$$P^{*} = P^{*}(E^{*}) \qquad (۸)$$

با قرار دادن معادله ۸ در معادله ۶ و ۷ داريم:

$$W^{O} = W^{O}(E^{*})$$
$$W^{O} = W^{O}(E^{*}, E) \qquad (۹)$$

معادله دوم از معادلات ۹ نشان مي‌دهد كه قيمت عوامل توليد بوسيله موجودي بين‌المللي در شرايط مورد اشاره و همچنين بوسيله موجودي داخلي عوامل در شرايط كلي تعيين مي‌شود.

شرايط فوق فقط شرايطي فرضي است كه اين شرايط در واقعيت وجود ندارد زيرا هيچ اقتصادي در جهان وجود ندارد كه به طور كلي فاقد تعرفه باشد. وقتي دولت مداخله مي‌كند و تعرفه يا ساير محدوديت‌ها را وضع مي‌كند، برابري قيمت عوامل اتفاق نمي افتد و بنابراين در قيمت نسبي عوامل بين كشورهاي مختلف تفاوت‌هايي بوجود مي‌آيد. اگر T انحراف از قيمت جهاني تعريف شود، در اين صورت معادله ۹به صورت زير تغيير مي‌يابد:

$$W^{O} = W^{O}(T, E^{*}, E) \qquad (۱۰)$$

يعني اينكه عايدي پرداختي به عوامل توليد در شرايط اقتصاد باز، علاوه بر موجودي داخلي عوامل و موجودي بين‌المللي، به ميزان تعرفه‌ها كه در تجارت خارجي تبلور مي‌يابد، بستگي خواهد داشت. هر چه تعرفه‌ها بيشتر باشد تجارت خارجي محدودتر و انحراف قيمت عوامل بيشتر خواهد بود كه منجر به تفاوت عايدي عوامل توليد مي‌شود.

۳-۲ توزیع درآمد در اقتصاد باز

در قسمت بالا عوامل موثر در تعیین قیمت عوامل، توزیع درآمد عوامل و باز بودن اقتصاد بررسي شد. ارتباط بین توزیع درآمد عوامل و توزیع درآمد شخصي به نحوه ساختار مالکیت بستگي دارد. هر فرد ممکن است درآمد خود را از منابع مختلف بدست آورد. اگر کل درآمد فرد i را با Y_i نشان دهیم، مجموع درآمد او از محل فروش منابع به صورت زیر خواهد بود:

$$y_i = w_1(E,E^*,T)E_1\omega_{i1} + \cdots + w_j(E,E^*,T)E_j\omega_{ij} \qquad i = 1,\ldots,I \qquad \textbf{(۱۱)}$$

در اینجا E_j موجودي عامل تولید j در اقتصاد است و w_{i1} نشاندهنده سهم عامل اول است که در اختیار فرد i قرار دارد. کل عوامل تولید در اختیار تمامي افراد جامعه است بنابراین

$$\sum_{i=1}^{I} \omega_{ij} = 1 \quad , \quad i = 1,\ldots,J. \qquad \textbf{(۱۲)}$$

W_j نشاندهنده دریافتي عامل زام است. ماتریس ضرایب W_{ij} که ساختار مالکیت را نشان مي‌دهد را با Ω نشان مي‌دهیم.

شاخص‌هاي مرتبط با توزیع درآمد مانند ضریب جیني تابعي از درآمد هر شخص است. بنابراین ضریب جیني به صورت زیر تابعي از موجودي منابع جهاني، منابع داخلي، انحراف از قیمت جهاني (که با محدودیت تجارت حاصل مي‌شود) و ساختار مالکیت عوامل تولید خواهد بود. یعني:

$$gini \equiv g(y) = g(E,E^*,T,\Omega) \qquad \textbf{(۱۳)}$$

این معادله بیان مي‌دارد که توزیع درآمد فردي به همان عواملي بستگي دارد که توزیع درآمد عوامل به آن بستگي دارد. اگرچه ساختار مالکیت در طول زمان و در بین کشورهاي مختلف متفاوت است، اما عواملي مانند زمین و سرمایه مي‌تواند در دست افراد خاصي متمرکز شود که تغییر آن (حداقل در کوتاه‌مدت) ممکن نیست. اما برخي از عوامل مانند مهارت و آموزش مي‌تواند بین افراد مختلف توزیع شود. اگر جامعه به لحاظ موجودي منابعي مانند زمین و سرمایه غني باشد، در این صورت در حالت عدم توزیع نسبتاً برابر آن

بین افراد، نابرابري درآمدها تشديد مي‌شود و هرچه منابع جامعه به صورت سرمايه انساني باشد، توزيع درآمد ناشي از آن متوازن‌تر خواهد بود. به اين دليل كه امكان بازداري افراد از آموزش و كسب مهارت وجود ندارد.

در مورد تجارت خارجي نيز هرچه موانع تجاري مانند تعرفه‌ها و ممنوعيت‌هاي تجارت خارجي كمتر باشد، اختلاف قيمت داخلي با قيمت خارجي كمتر خواهد بود.[۱] بنابراين توزيع درآمد تحت تأثير قرار خواهد گرفت. با توجه به اينكه تفاوت قيمت با قيمت جهاني مي‌تواند به صورت بيشتر بودن قيمت داخلي تعبير شود، كه نشاندهنده عدم مزيت نسبي توليد آن كالا در داخل و نازل بودن كارايي توليد است، اين امر مي‌تواند درآمد ملي و همچنين سهمي را كه به عوامل توليد آن كالاها پرداخت مي‌شود را كاهش دهد. بنابراين در اقتصادي كه تعرفه‌هاي تجاري وجود دارد، توزيع درآمد كه به صورت مجموع درآمد ناشي از عوامل توليد (مانند كار، زمين، سرمايه و ساير عوامل توليد) بين افراد تعيين مي‌شود، با موجودي اين عوامل و همچنين ميزان درجه باز بودن اقتصاد در ارتباط خواهد بود. اين امر به اين دليل است كه وجود تعرفه در اقتصاد بازدهي هر يک از عوامل توليد را به فراواني آنها مرتبط مي‌سازد[۲] و علاوه بر مالكيت عوامل توليد، نحوه تجارت، مي‌تواند بر توزيع درآمد از طريق تحت تأثير گذاشتن بازدهي عوامل توليد، موثر باشد. به عبارت ديگر هر چه تجارت گسترش يابد، بازدهي عوامل توليد فراوانتر، به دليل تمايل توليد به سمت توليدات كالاهايي كه عوامل توليد آن فراوانتر است، افزايش و بازدهي نسبي ساير عوامل كه از فراواني نسبي كمتري برخورداند به دليل كاهش توليد آنها، كاهش مي‌يابد. اين امر به معني متوازن‌تر شدن توزيع درآمد است. در اين صورت به شرطي كه عوامل توليد فراوان در اختيار گروه خاصي نباشد و مزاياي ناشي از توليد كالاهاي داراي مزيت نسبي (كه بر

[۱] با توجه به اینکه قیمت جهانی را قیمت کشورهایی تعیین می کنند که کالا را با قیمت پایین تری به بازار ارائه می دهند که ناشی از کارایی بیشتر و یا مزیت نسبی تولید آنهاست، بنابراین می تواند نتیجه گرفت که اگر بر اثر وضع تعرفه و سایر محدودیت‌ها، قیمت یک کالا با قیمت‌های جهانی اختلاف داشته باشد، در این صورت قیمت کالاهای داخلی بیشتر است. این نتیجه گیری با بیان این موضوع کاملتر می شود که معمولاً اعمال تعرفه برای کسب درآمد دولت و یا حمایت از تولید داخلی وضع می شود و در صورت پایین بودن قیمت داخلی نسبت به قیمت جهانی نیازی به اعمال تعرفه واردات وجود نخواهد داشت.

[۲] که در صورت باز بودن اقتصاد، درآمد نسبی آنها به فراوانی آن بستگی نخواهد داشت

اساس نظریه هکشور-اوهلین با فراواني عوامل تولید تعیین مي‌شود)، نصیب اکثریت آحاد جامعه شود، مي‌تواند توزیع درآمد را برابرتر کند.

بر این اساس تأثیر تجارت خارجي بر توزیع درآمد هم بر اساس نظریه هکسچر-اوهلین و هم بر اساس نظریه ارائه شده در این بخش[1]، کاملا قابل پیش بیني نیست و به نحوه توزیع مالکیت عوامل تولید بستگي دارد. بنابراین نمي‌توان انتظار داشت که در کوتاه‌مدت افزایش تجارت الزاماً به بهبود توزیع درآمد منتهي شود. بدین منظور که اگر ساختار توزیع مالکیت عوامل تولید (به عنوان منابع کسب درآمد) در جامعه متوازن نباشد و در اختیار گروه خاصي قرار داشته باشد، نتایج مطلوبي بر توزیع درآمد نخواهد داشت. اما علت اینکه در بسیاري از مقالات و بررسي‌ها تجارت خارجي کاهش محدودیت‌هاي تجارت خارجي، به عنوان عاملي براي کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد تلقي مي‌شود به این دلیل است که افزایش تجارت در تئوري‌هاي اقتصادي منجر به بهبود کارایي تولید و بنابراین افزایش تولید ناخالص داخلي مي‌شود. بر اساس نظریه کوزنتس افزایش تولید ناخالص داخلي سرانه در بلندمدت به کاهش نابرابري درآمدي مي‌انجامد. بنابراین کماکان تأثیر تجارت خارجي بر توزیع درآمد کاملا مشخص نیست و بستگي به ساختار اقتصادي جامعه (اینکه اقتصاد در کدام قسمت از منحني کوزنتس قرار دارد) و اینکه ساختار مالکیت در جامعه چگونه است، بستگي خواهد داشت. با توجه به آنچه که بیان شد، آزادسازي تجاري از طریق افزایش کارایي تولید و بنابراین افزایش دستمزد در داخل کشور (که فرض مي‌شود که به اندازه ارزش تولید نهایي کارگران پرداخت مي‌شود) مي‌تواند در بهبود توزیع درآمد مؤثر باشد. از طرف دیگر افزایش تولید ملي، سهم درآمدي را که باید بین افراد جامعه تقسیم شود را افزایش مي‌دهد. موجودي عوامل تولید که به صورت ثروت مادي (در اختیار داشتن عوامل تولید) و سرمایه انساني (که از طریق تعلیم و تربیت انباشته مي‌شود) تبلور مي‌یابد در این زمینه داراي اهمیت هستند. آزادسازي تجاري ممکن است نابرابري درآمد را بین کشورها انتقال دهد، به این معني که افزایش تجارت خارجي با کشورهاي فقیر، دستمزد کارگران با مهارت کم در کشورهاي ثروتمند را کاهش و در کشورهاي فقیر آن را افزایش مي‌دهد. این امر به این دلیل است که در کشورهاي ثروتمند

[1] که بر گرفته از نظریه هکشچر-اوهلین با اندکی تغییرات است.

به دلیل نسبت کارگران غیرماهر بالاتر، تولید کالاهایی که از نسبت کارگر غیرماهر کمتری استفاده می‌کند، دارای مزیت است. از این رو تولید این کالاها به کشورهای فقیر انتقال می‌یابد. بنابراین تقاضا برای کارگران غیرماهر در کشورهای فقیر بر خلاف کشورهای ثروتمند بیشتر می‌شود که به معنی افزایش دستمزد آنهاست[1]. بنابراین با افزایش تجارت خارجی کشورهای ثروتمند با کشورهای فقیر، نابرابری درآمدی در کشورهای ثروتمند افزایش و در کشورهای فقیر کاهش می‌یابد.

۳- سایر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد:

بر اساس آنچه بیان شد، اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد به لحاظ تئوریک قابل پیش‌بینی نیست و بستگی به شرایط اقتصادی جامعه دارد. بر این اساس برای بررسی اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در هر کشوری باید به مطالعه تجربی پرداخته شود. از آنجایی که برای تصریح مناسب مدل، نیاز به وارد شدن عوامل موثر بر متغیر وابسته که در این تحقیق توزیع درآمد است، می‌باشد، در ادامه به مرور سایر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد پرداخته می‌شود.

۳-۱- اثر تورم بر توزیع درآمد

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور در صورتی که با افزایش درآمد نسبی طبقات مختلف درآمدی متناسب باشد و همچنین سطح قیمتهای نسبی کالاهایی را که توسط گروههای خاص درآمدی مصرف می‌شود را تغییر ندهد، در این صورت تأثیری بر توزیع درآمد و رفاه نخواهد داشت. معمولاً با افزایش قیمت کالاها درآمد افرادی که دارای درآمد نسبتاً ثابت در طول زمان هستند، افزایش چندانی ندارد و این گروه بیشتر در گروه‌های پایین درآمدی قرار دارند که عمده درآمد خود را از یك منبع درآمدی کسب می‌کنند. اما در مقابل گروه‌های بالای درآمدی معمولاً با چنین مشکلی مواجه نیستند. بنابراین نرخ تورم به دلیل تأثیر بر وضعیت تخصیص و توزیع منابع، رفاه گروه‌های مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این زمینه ابونوری (۱۳۷۶) با بررسی رابطه بین نرخ تورم و توزیع درآمد

[1] Krugman,2008.

در اقتصاد ایران نتیجه گیري مي‌کند که تورم در ایران با یك سال تأخیر توزیع درآمد را نابرابرتر مي‌کند. همچنین در پژوهش احمدي و مهرگان (۱۳۸۳) اثر تورم بر ضریب جیني مثبت ارزیابي شده است.

۳-۲- اثر بیکاري بر توزیع درآمد

بیکاري نیروي کار در اقتصاد داراي نتایج مختلفي است. اشتغال به عنوان یکي از منابع کسب درآمد توسط خانوارها به شمار -مي‌آید و از این رو مي‌تواند بر تفاوت درآمد بین گروههاي مختلف درآمدي نیز مؤثر باشد. به این معني که اگر در اقتصاد بیکاري وجود داشته باشد، به معني عدم کسب درآمد برخي از افراد از محل عرضه نیروي کار مي‌باشد. ساختار بیکاري در جامعه مي‌تواند بر توزیع درآمد در جامعه مؤثر باشد. اگر افزایش بیکاري منجر به افزایش پراکندگي درآمدها در جامعه شود، در این صورت بیکاري از عوامل تشدید کننده نابرابري درآمدي در جامعه به شمار خواهد آمد و از این رو برنامه‌ریزي در جهت کاهش نرخ بیکاري براي دستیابي به ساختار توزیع درآمد مطلوب اهمیت مي‌یابد. بیکاري سبب مي‌شود تا درآمدهاي گروه‌هاي پائین درآمدي (که قسمت عمده درآمد آنها از عرضه نیروي کار حاصل مي‌شود)، کاهش یابد و این در حالي است که بیکاري بر گروه‌هاي بالاي درآمدي (که داراي درآمد از سایر منابع نیز هستند) اهمیت کمتري دارد. تحقیقات انجام گرفته در مورد بررسي عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران نشان مي‌دهد که رابطه منفي میان نرخ بیکاري و برابري درآمد بین گروههاي مختلف درآمدي در ایران وجود دارد. (ابونوري، ۱۳۷٦ و زیبایي، ۱۳۸٤).

۳-۳- اثر مالیات و یارانه‌ها بر توزیع درآمد

یکي از ابزارهاي قوي در توزیع درآمد؛ ساختار مالیات و یارانه‌ها در جامعه است. اگر دولت جهت کسب درآمد خود از مالیات مضاعف نسبت به درآمد یا بخشودگي‌هاي مالیاتي گروههاي کم درآمد استفاده کند، علاوه بر تأمین مالي خود مي‌تواند به توزیع درآمد در جامعه کمك کند. از طرف دیگر پرداخت یارانه به اقشار فقیر جامعه در جهت بهبود وضعیت معاش آنها و جلوگیري از بحرانهاي اجتماعي (مانند جرائم اجتماعي) و جلوگیري

از بي‌ثباتي‌هاي اقتصادي مد نظر قرار مي‌گيرد. اگر پرداخت يارانه از كانال درست انجام گيرد و به دست گروه هدف يعني گروههاي كم‌درآمد جامعه برسد، مي‌تواند يكي از ابزارهاي قدرتمند در تعديل نابرابري درآمدي در جوامع به شمار آيد. اما بايد توجه شود اعمال ماليات و پرداخت يارانه‌ها در اقتصاد به هر حال منجر به بر هم خوردن تخصيص بهينه منابع مي‌شود و مي‌تواند انگيزه تلاش براي كسب درآمد و همچنين تخصيص منابع براي توليد كالاها را تحت تأثير قرار دهد و از روند مطلوب آن خارج سازد و بنابراين هزينه‌هايي به اقتصاد و جامعه تحميل مي‌شود. از اين روست كه در تعيين سياست‌هاي مالي از اين دست بايد منافع با هزينه‌هاي آن مقايسه شود و ميزان و نحوه بهينه وضع ماليات و يا پرداخت يارانه با توجه به مراوده اين هزينه‌ها و منافع تعيين شود. احمدي و مهرگان (۱۳۸۳) دريافت‌اند كه حذف يارانه‌ها تأثير زيانباري بر ساختار توزيع درآمد دارد. ابونوري ارتباط منفي بين ميزان يارانه‌ها و ضريب جيني يافته است. اما صادقين (۱۳۸٦) دريافته است كه ماليات‌هاي مستقيم اثرات معناداري در توزيع درآمد ندارد و تأثير يارانه‌ها بر توزيع درآمد تأييد نشده است.

۳-۴- اثر مخارج دولت بر توزيع درآمد

يكي ديگر از عوامل مهم در تعيين ساختار توزيع درآمد در جامعه ميزان و نحوه هزينه دولت است. در اين زمينه سنت پل[1] و وردير[2] بيان مي‌دارند كه باز توزيع درآمد ممكن است به وسيله افزايش سهم پرداخت‌هاي انتقالي در بودجه دولت يا از طريق گسترش اموزش همگاني و تسهيل در انباشت سرمايه انساني گروههاي كم درآمد صورت پذيرد. در اين صورت اگر سرمايه انساني را نيروي محرک رشد اقتصادي بدانيم، سياست باز توزيع درآمد، نه تنها رشد را به مخاطره نمي اندازد، بلكه موجب افزايش رشد اقتصادي خواهد شد.

مخارج دولت به صورت جاري و عمراني با توجه به نحوه تأثير بر درآمد دهك‌هاي مختلف درآمدي، مي‌تواند بر توزيع درآمد تأثير متفاوتي داشته باشد.اگر بيشتر مخارج دولتي متوجه افراد ثروتمند شود، مخارج دولت مي‌تواند به طور معكوس نابرابري درآمد را

[1] Saint Paul
[2] verder

افزايش دهد. به طور مثال بلجر و گوئررو[1] (۱۹۹۰) نشان دادند که نابرابري درآمد بالاتر با مخارج دولتي که صرف پروژه‌هاي صنعتي مي‌شود، مرتبط است (که افراد ثروتمند را بيشتر منتفع مي‌کند) تا مخارجي که صرف بيمه‌هاي اجتماعي مي‌شود. در اقتصاد ايران به اين دليل که يکي از منابع دولت، از محل درآمدهاي نفتي حاصل مي‌شود و به صورت مخارج جاري و عمراني در اقتصاد خرج مي‌شود، نحوه توزيع هزينه دولت و منافع آن براي گروههاي درآمدي مختلف مي‌تواند بر توزيع درآمد در جامعه اثر بگذارد. در اين مورد جرجرزاده و اقبالي (۱۳۸٤) با بررسي توزيع درآمد در اقتصاد ايران دريافته‌اند که درآمدهاي نفتي با وقفه‌هاي دو ساله موجب بيشتر شدن نابرابري درآمدي در کل کشور و بخصوص در نقاط شهري مي‌گردد. بر پايه يافته‌هاي اين تحقيق تاثير درآمدهاي نفتي در ايجاد نابرابري درآمدي در نقاط روستايي با وقفه يکساله رخ مي‌دهد (اما به لحاظ آماري معناداري کمي است). نکته ديگري که در اين تحقيق به آن اشاره شده اين است که هزينه‌هاي جاري دولت سبب افزايش و هزينه‌هاي عمراني سبب کاهش نابرابري درآمدي گرديده است.

۴- معرفي متغيرها و تحليل داده‌ها

براي بررسي اثر تجارت بر توزيع درآمد در اقتصاد ايران از مدلي استفاده مي‌شود که ضريب جيني به عنوان متغير وابسته و تجارت به عنوان متغير مستقل به کار مي‌رود. براي اجتناب از خطاي تصريح ساير عوامل مؤثر بر توزيع درآمد نيز به عنوان متغير مستقل در مدل وارد مي‌شود.

با توجه به چارچوب نظري مدل مورد تخمين به صورت زير است:

$$gini = F(gdpp, trade, unmpl, p, hp)$$

که gini ضريب جيني، GDPP توليد ناخالص داخلي سرانه به قيمت‌هاي ثابت، trade شاخص‌هاي مختلف تجارت خارجي، unmpl بيکاري، p نرخ تورم و hp شاخص سرمايه انساني است.

[1] Blejer, M. I. and I. Guerrero (1990).

۴-۱- داده‌هاي تحقيق

داده‌هاي مورد استفاده در اين تحقيق عبارتند از:

ضريب جيني(gini)، توليد ناخالص سرانه به قيمت ثابت (gdpp)، نرخ بيكاري (unmpl)، تورم (p)، درآمدهاي نفتي دولت (OILEX) كه از آمارهاي منتشر شده بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران و مركز آمار ايران بين سالهاي ۱۳۸۶-۱۳۵۶ به دست آمده است. همچنين شاخص تجارت (trade) از مجموع واردات و صادرات تقسيم بر توليد ناخالص داخلي و شاخص تجارت غير نفتي (nooiltrd) از مجموع صادرات غيرنفتي و واردات تقسيم بر توليد ناخالص داخلي بدست آمده است. شاخص سرمايه‌انساني(hp) نيز از مجموع دانش‌آموختگان مقطع ديپلم و بالاتر در هر هزار نفر به دست آمده است. همچنين taxp مقدار ماليات مستقيم سرانه و supp يارانه سرانه، x مقدار صادارت و m مقدار صادرات است.

۴-۲- بررسي ريشه واحد متغيرها:

جدول۱: نتايج آزمون پايايي با استفاده از آماره ديكي فولر تعميم يافته در سطح ۹۵%

نام متغير	gini	taxp	subp	p	trade
سطح احتمال آماره ديكي فولر تعميم يافته در سطح ۹۵%	0.23	1	0.98	0.001	0.99
سطح احتمال آماره ديكي-فولر با يك تفاضل	0	0.055	0	-	0.002
نتيجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)

ادامه جدول ۱:

نام متغير	oilexp	nooiltrd	nonoilex	unmpl	gdpp
سطح احتمال آماره ديكي فولر تعميم يافته در سطح ۹۵%	0.08	0.51	0.82	0.02	0.64
سطح احتمال آماره ديكي-فولر با يك تفاضل	0.02	0	0	-	0.0001
نتيجه	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)

منبع: محاسبات تحقيق

نتيجه بررسي ريشه واحد در مورد متغيرهاي مدل نشان مي‌دهد كه اغلب متغيرها ناپايا هستند و با يك بار تفاضل‌گيري مانا مي‌شوند. در اين مورد با توجه به اينكه متغيرها داراي مراتب مختلف ريشه واحد هستند، نمي‌توان از روش متداول براي محاسبه ضرايب بلندمدت استفاده كرد. بر اين اساس به دليل وجود مراتب مختلف ريشه واحد، با توجه به ادبيات اقتصادسنجي سري‌هاي زماني، از روشARDL كه توسط پسران و شو (۱۹۹۹) ارائه گرديده است، استفاده شد. اين روش داراي محاسني است كه برخي از آنها عبارتند از:

- با درجات مختلف ريشه واحد رابطه همجمعي ايجاد مي‌كند.
- قابل تبديل به مدل بلندمدت است كه روابط بين ضرايب را در بلندمدت نشان مي‌دهد.
- قابل تبديل به مدل ECM يا مدل تصحيح خطا است كه روابط كوتاه مدت بين ضرايب را نشان مي‌دهد.

۳-۴- مدل ARDL

در اين نوع روش تخمين، متغير وابسته با تأخير و همچنين متغيرهاي مستقل مدل با دوره‌هاي تأخير مربوط به آنها براي تخمين متغير وابسته به كار مي‌رود.شكل كلي مدل ARDL به صورت زير است:

$$X_{1t} = A_1(L)X_{1(t)} + A_2(L)X_{2(t)} + ... + A_n(L)X_{n(t)}$$

در معادله فوق X_1 متغير وابسته است كه در سمت راست معادله نيز با وقفه L وارد شده است. L اپراتور وقفه است و A_i (L) نشان مي‌دهد كه متغير iام با چند دوره تأخير وارد مدل مي‌شود. ساير متغيرها مستقل نيز با وقفه‌هاي مناسب در مدل وارد مي‌شوند كه طول وقفه صفر يا بيشتر از آن است. مدل ARDL بايد $(p+1)^k$ معادله براي بررسي طول وقفه مناسب تخمين زده شود كه P نشان دهنده بزرگترين وقفه در مدل و k نشان‌دهنده تعداد متغيرهاي حاضر در مدل است.

در ادامه با يك تبديل خطي مدل ARDL به مدل بلندمدت تبديل مي‌شود كه رابطه بين ضرايب را در بلندمدت نشان مي‌دهد. در مدل ARDL مساله با اهميت تعيين طول وقفه‌هاي متغيرها است كه اين وقفه‌ها با استفاده از روش آماره شوارتز انجام گرفته است. با توجه با اين كه سري زماني متغيرهاي موجود محدود است و معيار شوارتز (SBC) صرفه‌جويي را در تعيين طول وقفه‌ها رعايت مي‌كند، براي دستيابي به مدل مطلوب‌تر اين روش مناسب‌تر است (همان منبع).

۴-۴- تحليل برآوردهاي انجام شده

الف) بررسي رابطه تجارت با توزيع درآمد

ابتدا به بررسي رابطه ميان تجارت خارجي كه از سهم نسبي مجموع صادرات و واردات از GDP محاسبه مي‌شود و توزيع درآمد مي‌پردازيم. براي تحليل از مدل ARDL استفاده مي‌شود و از جهت سهولت تحليل از مقدار لگاريتمي متغيرها استفاده مي‌شود. معيار انتخاب وقفه نيز آماره شوارتز- بيزين (SBC) است كه در خروجي نرم‌افزار MICROFIT گزارش مي‌شود. روش كار نيز اين‌چنين است كه ابتدا حداكثر طول وقفه مشخص مي‌شود كه براي داده‌هاي سري زماني سالانه معمولاً ۲ در نظر گرفته مي‌شود. سپس وقفه‌هاي مختلف براي مدل لحاظ مي‌شود و آن تركيبي از وقفه‌ها انتخاب مي‌شود كه آماره شوارتز- بيزين كوچكتري را ارائه دهد. نتايج نشان مي‌دهد كه متغيرها مي‌توانند ۹۳ درصد تغييرات ضريب جيني را توضيح دهد (R^2=0.93) و $\overline{R^2}$ آن نيز ۸۸ درصد است. خروجي مدل ARDL در پيوست آورده شده است.

مدل صفحه بعد نشان مي‌دهد كه در بلندمدت با افزايش توليد ناخالص سرانه(gdpp) به ميزان يك درصد، نابرابري درآمدي به اندازه ۰/۱۲ درصد افزايش مي‌يابد و اين نشان مي‌دهد كه ساختار توزيع درآمد به گونه‌اي است كه افراد با درآمد بالا، سهم بيشتري در كسب درآمد ناشي از افزايش توليد ناخالص سرانه دارند.

همچنين با افزايش يك واحد شاخص تجارت خارجي، ضريب جيني ۰/۱ درصد كاهش مي‌يابد كه نشان‌دهنده بهبود توزيع درآمد با افزايش تجارت خارجي است. اين ضريب داراي معني‌داري بالاي ۹۹% است.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
****
Dependent variable is LGINI
29 observations used for estimation from 1358 to 1386
****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDPP	.12798	.033876	3.7779[.002]
LTRADE	-.095396	.028752	-3.3179[.004]
LSUBP	-.0055396	.0031840	-1.7398[.101]
LP	.028029	.0079288	3.5352[.003]
LHCP	-.11244	.019693	-5.7099[.000]
LUNMPL	.093428	.036209	2.5803[.020]
LOILEX	.081337	.018276	4.4504[.000]
C	-3.8898	.64527	-6.0282[.000]

****

از طرف ديگر با افزايش يك واحد يارانه سرانه(subp)، ضريب جيني به مقدار بسيار جزيي كاهش مي‌يابد كه داراي معناداري تقريبا ۹۰ درصد مي‌باشد .بنابراين با افزايش يارانه سرانه، توزيع درآمد بهبود چشمگيري نيافته است. علت عدم كاميابي نظام يارانه در كاهش نابرابري درآمدي مي‌تواند به اين دليل باشد كه در پرداخت يارانه (به خصوص يارانه بخش انرژي) گروه هدف به درستي شناسايي نشده است و پرداخت يارانه بيشتر نصيب اقشار و دهك‌هاي پردرآمد جامعه مي‌شود. از اين رو نظام يارانه‌اي نتوانسته است به بهبود چشمگير نابرابري درآمدي در اقتصاد ايران كمك كند.

با افزايش يك واحد تورم، ضريب جيني۰/۰۳ درصد بدتر مي‌شود كه نشان دهنده اين واقعيت است كه فشار تورم بيشتر اقشار كم درآمد جامعه را تحت تأثير قرار مي‌دهد.

با افزايش يك درصد سرمايه انساني كه به صورت تعداد فارغ‌التحصيلان دوره متوسطه به ازاي هر هزار نفر جمعيت محاسبه شده است، ضريب جيني به اندازه ۰/۱۱ درصد كاهش مي‌يابد و اين به معني بهبود توزيع درآمد ناشي از گسترش آموزشهاي همگاني است. از طرف ديگر با توجه به اينكه نرخ بيكاري يكي از عوامل مهم در ايجاد نابرابري درآمدي در جامعه است و با توجه به اينكه جمعيت ايران طي سالهاي اخير داراي رشد چشمگير بوده است، از متغير تعداد بيكاران به عنوان معياري براي بيكاري استفاده شده است. نتايج نشان مي‌دهد كه هر چه تعداد بيكاران در جامعه افزايش مي‌يابد توزيع درآمد

نابرابرتر مي‌شود. به بيان ديگر به ازاي افزايش يك درصد بيكار در جامعه، ضريب جيني به اندازه ۰/۱ درصد افزايش مي‌يابد. و در نهايت با افزايش درآمدهاي نفتي (كه نشان‌دهنده معياري براي كل مخارج دولتي است) در كشور ضريب جيني وضعيت نامطلوبتري را از خود نشان مي‌دهد. اين امر نشان مي‌دهد كه درآمدهاي نفتي به طور مساوي بين دهك‌ها جمعيتي تقسيم نمي‌شود و بودجه‌هاي جاري و عمراني ناشي از آن بيشتر نصيب افراد مرفه مي‌شود تا فقرا.

ب) تأثير تجارت غير نفتي بر توزيع درآمد

از آنجايي كه صادرات ايران تحت تأثير صادرات نفتي قرار دارد و ساختار توليد و توزيع درآمد ناشي از صادرات نفتي متفاوت از صادرات غير نفتي است، در ادامه شاخص تجارت غير نفتي معرفي مي‌شود. صادرات غير نفتي از مجموع صادرات غير نفتي و كل واردات تقسيم بر GDP به دست مي‌آيد. نتايج مدل ARDL نشان مي‌دهد كه مدل داراي R^2 به ميزان ۹۳ درصد و $\overline{R^2}$ آن برابر ۸۸ درصد مي‌باشد و آماره دوربين-واتسون نيز داراي وضعيت مساعدي است (به ميزان ۲/۴). همچنين آماره LM مربوط به شناسايي خودهمبستگي براي مدل ARDL در سطح ۹۵ درصد رد مي‌شود كه نشان مي‌دهد كه مدل داراي خودهمبستگي پيا‌پي نمي‌باشد.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

****

Dependent variable is LGINI
29 observations used for estimation from 1358 to 1386

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDPP	.15193	.033854	4.4879[.000]
LNOOILTRD	-.079424	.022371	-3.5503[.003]
LSUBP	-.0052703	.0032594	-1.6170[.125]
LP	.035058	.0083213	4.2130[.001]
LHCP	-.10253	.019737	-5.1950[.000]
LUNMPL	.10130	.035189	2.8788[.011]
LOILEXP	.080076	.016950	4.7242[.000]
C	-2.3057	.61630	-3.7412[.002]

****

نتایج مدل بلندمدت نشان می‌دهد که با افزایش تجارت غیر نفتي(LNOOILTRD)، وضعیت توزیع درآمد در بلندمدت بهبود می‌یابد. (به ازاي افزایش یك واحد تجارت غیرنفتي، ۰/۰۷ واحد درصد ضریب جیني کاهش می‌یابد).

ج) بررسي اثر صادرات غیرنفتي و واردات نسبت به GDP، بر توزیع درآمد

همچنین براي مشخص شدن اثر صادرات غیرنفتي، صادرات نفتي و واردات به صورت مجزا، اثر تك تك این متغیرها در بلندمدت به نمایش درآمده است[1].

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(0,0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
****
Dependent variable is LGINI
29 observations used for estimation from 1358 to 1386
****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDPP	.15745	.037748	4.1711[.001]
LNOILX	.0032674	.012087	.27032[.791]
LM	-.072243	.027290	-2.6473[.018]
LSUBP	-.0049175	.0036557	-1.3451[.199]
LP	.032493	.010044	3.2350[.006]
LHCP	-.15300	.038983	-3.9246[.001]
LUNMPL	.10886	.043913	2.4790[.026]
LOILEX	.068661	.020011	3.4312[.004]
C	-4.3567	.79991	-5.4465[.000]

****

نتایج نشان می‌دهد که نسبت صادرات غیرنفتي بهGDP اثر بسیار اندکي در افزایش ضریب جیني دارد هر چند معني‌داري آن رد می‌شود. همچنین نسبت واردات به GDP که مقدار لگاریتمي آن به صورت (LM) نشان داده شده است، داراي اثر منفي بر ضریب جیني است و بنابراین توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد. و در نهایت افزایش نسبت صادرات نفتي به GDP منجر به بدتر شدن توزیع درآمد در ایران می‌شود (به ازاي یك درصد افزایش در صادرات نفتي، توزیع درآمد به میزان ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد.)

[1] نتایج مدل ARDL در پیوست ۳ ارائه شده است.

۵- جمع‌بندي و نتيجه‌گيري

چگونگي توزيع درآمد يكي از چالش‌هاي هر جامعه‌اي محسوب مي‌شود. بهبود توزيع درآمد با توجه به نوع تفكر اقتصادي حاكم مورد توجه دولتمردان قرار دارد. با توجه به جهاني شدن اقتصاد و گسترش تجارت خارجي و ايجاد سازمان‌هاي تجاري بين‌المللي و منطقه‌اي، موضوع تأثير گسترش تجارت بر اقتصاد كشورها به خصوص كشورهاي در حال توسعه به يكي از موضوعات مهم در حوزه اقتصاد بدل شده است. از اين رو بررسي اثر تجارت خارجي بر توزيع درآمد نيز براي كشورهاي در حال توسعه كه در حال پيوستن به سازمان WTO و به تبع آن گسترش تجارت خارجي هستند داراي اهميت است. در مقاله حاضر به بررسي اثر تجارت خارجي در اشكال مختلف بر توزيع درآمد در ايران طي سالهاي ۸۶-۱۳۵۶ پرداخته شده است. نتايج نشان مي‌دهد كه تجارت خارجي توزيع درآمد در ايران را بهبود مي‌دهد اما داراي كشش كوچكي است (تقريبا ۰.۱ درصد). در اين ميان اثر تجارت خارجي غير نفتي نيز مشابه است و موجب بهبود توزيع درآمد به ميزان جزئي مي‌شود. اما عناصر تجارت خارجي داراي تأثير متفاوتي بر توزيع درآمد هستند به طوري كه واردات موجب بهبود توزيع درآمد مي‌شود، صادرات غير نفتي داراي تأثير معني‌داري بر توزيع درآمد نيست و در نهايت صادرات نفتي منجر به بدتر شدن توزيع درآمد در ايران مي‌شود. همچنين نتايج تحقيق نشان مي‌دهد كه افزايش توليد ناخالص سرانه موجب نابرابرتر شدن توزيع درآمد در ايران مي‌شود. با در نظر گرفتن نظريه كوزنتس كه معتقد است، در كشورهاي در حال توسعه با افزايش توليد ناخالص داخلي، ابتدا توزيع درآمد نابرابرتر مي‌شود اما با افزايش توليد ناخالص داخلي از يك ميزان توزيع درآمد بهبود مي‌يابد، مي‌توان انتظار داشت كه با افزايش تجارت خارجي كه منجر به افزايش توليد ناخالص داخلي با تخصص‌گرايي در توليد و تمايل توليد داخلي به سمت مزيت نسبي مي‌شود، در آينده اثر افزايش تجارت خارجي بر توزيع درآمد تقويت شود. همچنين عدم معناداري صادرات غيرنفتي بر توزيع درآمد مي‌تواند ناشي از سهم پايين آن از GDP و كل تجارت خارجي باشد كه سياستهاي آزادسازي تجاري با تقويت توليد در اين زمينه مي‌تواند به اثرگذاري صادرات غيرنفتي بر توزيع درآمد بينجامد.

بنابراين اگرچه در اين بررسي تأثير تجارت خارجي بر توزيع درآمد چندان چشمگير نمي‌باشد، اما اين موضوع به اين معني نيست كه در آينده نيز اين روند برقرار خواهد بود.

منابع و مآخذ

۱) ابونوري، اسمعيل (۱۳۷۶). **اثر شاخص‌هاي اقتصاد كلان بر توزيع درآمد در ايران،** مجله شماره ۵۱ تحقيقات اقتصادي ، دانشكده اقتصاد دانشگاه تهران، سال ۱۳۷٦.

۲) ابونوري ،اسمعيل و علي تاجدين. **برآورد تأثير تورم بر نابرابري توزيع هزينه در ايران با استفاده از روش ناپارامتريكي (۱۳۵۰-۱۳۸۰)،** مجله تحقيقات اقتصادي، شماره ٦۵، صفحه ١٦۵-١٨٤

۳) احمدي، علي احمد و نادر مهرگان (۱۳۸٤). **تاثير سياست هاي تعديل اقتصادي بر توزيع در آمد در ايران،** مجله تحقيقات اقتصادي ، شماره۷۰.

٤) تودارد، مايكل، **توسعه اقتصادي كشورهاي جهان سوم،** چاپ پنجم، سازمان برنامه و بودجه، ترجمه غلامعلي فرجادي، ۱۳۷۰.

۵) جرجر زاده ،علي رضا و اقبالي، عليرضا . **بررسي اثر درآمدهاي نفتي بر توزيع درآمد در ايران به بررسي اثر درآمدهاي نفتي بر توزيع درآمد در ايران،** فصلنامه علمي پژوهشي رفاه اجتماعي – سال چهارم شماره ۳۰

٦) زيبايي،حسن (۱۳۸٤). **ارزيابي سهم عوامل تعيين كننده نابرابري و توزيع در آمد در ايران،** برنامه و بودجه، شماره ۹۱.

۷) صادقين، علي "بررسي تركيب ماليات‌ها بر توزيع درآمد" پايان نامه كارشناسي ارشد ، دانشگاه تهران، سال ۱۳۸٦.

8) Benedict J. Clements and Kwan S. Kim, (1988). **Foreign trade and income distribution: the case of brazil**, NBER Working Paper, No. 108.

9) Blejer, M. I. and I. Guerrero (1990). **The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of Philippines**, *Review of Economics and Statistics* vol. 72: 414-23.

10) Cline R. William, (1999). **Trade and Income Distribution:The Debate and New Evidence,**
11) Edward Anderson,(2005). **Openness and Inequality in Developing Countries: A Review of Theory and Recent Evidence**, World Development Vol. 33, No. 7, pp. 1045–1063.
12) Jones W. Ronald, (2008). **Technology and Income Distribiution Issues in Trade Models**, CESinfo economic Studies, Vol.54, 2008.
13) Krugman PR (2008). **New trade, new geography, and the trouble of manufacturing**. Nobel Prize Lecture, December 2008, Stockholm, Sweden. URL: http://nobelprizeorg/nobel_prizes/economics/laureates/2008/krugman Lecture.html.
14) Litwin, Carol,(1998). **Trade and Income Distribution in Developing Countries,** Working Papers in Economics no 9.
15) **Monetary Inflation's Effect on Wealth Inequality: An Austrian Analysis**, Quarterly Journal of Austrian Economics (New York: Springer): p. 1-17. 2009.
16) Pesaran MH, Shin Y. 1999. **An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In S.Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds.)**, Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ranger Frisch Centennial Symposium. Cambridge, Cambridge University Press. www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ADL.pdf.
17) Psacharopoulos et al**, (1996). Poverty and Income Distributionin Latin America: The Story of the 1980s**, Latin America and the Caribbean Technical Department Regional Studies Programme, Report No.27, (Washington, D.C.: The World Bank, 1996).
18) Saint Paul G. and T. Verdier, (1992). **Education, democracy and growth**, CEPR Working paper no. 613 (CEPR, London).
19) Steedman Ian, (2000). **Income Distribution, Foreign Trade and the Value-Added vector**, Economic System Research, vol.12, No.2, 2000. p.221.
20) **Toward Pro-Poor Policies aid, Institution and Globalization**, (2003). 5TH Annual World bank coference on Development Economics Europe, Paris, France, May15-16, 2003.
21) **Trade And Development Report**, (1997). United Nations Conference On Trade And Development, New York And Geneva, 1997.

پیوستها

پیوست ۱) بررسي تأثير تجارت خارجي بر بر توزيع درآمد مدل ARDL

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

****
****
Dependent variable is LGINI
29 observations used for estimation from 1358 to 1386
****
****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDPP	.12798	.033876	3.7779[.002]
LTRADE	.042112	.029872	1.4097[.178]
LTRADE(-1)	-.068812	.037928	-1.8143[.088]
LTRADE(-2)	-.068695	.029350	-2.3406[.033]
LSUBP	-.0055396	.0031840	-1.7398[.101]
LP	.028029	.0079288	3.5352[.003]
LHCP	-1.1330	.31811	-3.5617[.003]
LHCP(-1)	2.0940	.56938	3.6776[.002]
LHCP(-2)	-1.0734	.25325	-4.2385[.001]
LUNMPL	.093428	.036209	2.5803[.020]
LOILEX	.12630	.015703	8.0426[.000]
LOILEX(-1)	-.044959	.013084	-3.4362[.003]
C	-3.8898	.64527	-6.0282[.000]

****
****
R-Squared .93352 R-Bar-Squared .88365
S.E. of Regression .014170 F-stat. F(12, 16) 18.7214[.000]
Mean of Dependent Variable -.90010 S.D. of Dependent Variable .041541
Residual Sum of Squares .0032124 Equation Log-likelihood 90.9171
Akaike Info. Criterion 77.9171 Schwarz Bayesian Criterion 69.0297
DW-statistic 2.4484
****
****
Diagnostic Tests
****
****
* Test Statistics * LM Version * F Version
****
****
* * *
* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= 1.6479[.199]*F(1, 15)= .90371[.357]
* * *
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 2.5172[.113]*F(1, 15)= 1.4257[.251]
* * *

```
* C:Normality        *CHSQ(  2)=  11.7207[.003]*      Not applicable
*                 *                  *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(  1)=   .14164[.707]*F(  1,  27)=   .13252[.719]
*******************************************************************************
*************
  A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
  B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
  C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
          D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

پیوست ۲: بررسي اثر تجارت خارجي غير نفتي بر تجارت : مدل ARDL:

```
          Autoregressive Distributed Lag Estimates
    ARDL(0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*******************************************************************************
*******
 Dependent variable is LGINI
 29 observations used for estimation from 1358 to 1386
*******************************************************************************
*******
     Regressor         Coefficient     Standard Error          T-Ratio[Prob]
LGDPP                    .15193          .033854              4.4879[.000]
LNOOILTRD                .042197         .021134              1.9967[.063]
LNOOILTRD(-1)           -.067176         .028077             -2.3926[.029]
LNOOILTRD(-2)           -.054444         .024448             -2.2270[.041]
LSUBP                  -.0052703        .0032594             -1.6170[.125]
LP                       .035058         .0083213             4.2130[.001]
LHCP                    -1.2423          .29405              -4.2247[.001]
LHCP(-1)                 2.2068          .52943               4.1683[.001]
LHCP(-2)                -1.0671          .23570              -4.5274[.000]
LUNMPL                   .10130          .035189              2.8788[.011]
LOILEXP                  .14251          .014869              9.5841[.000]
LOILEXP(-1)             -.062430         .012413             -5.0295[.000]
C                       -2.3057          .61630              -3.7412[.002]
*******************************************************************************
*******
 R-Squared                .93565   R-Bar-Squared              .88740
 S.E. of Regression       .013940  F-stat.   F(12,  16)  19.3881[.000]
 Mean of Dependent Variable  -.90010  S.D. of Dependent Variable   .041541
 Residual Sum of Squares   .0031091  Equation Log-likelihood      91.3913
 Akaike Info. Criterion    78.3913  Schwarz Bayesian Criterion   69.5039
 DW-statistic             2.4138
*******************************************************************************
*******

                    Diagnostic Tests
```

```
*************************************************************
*******
*   Test Statistics  *       LM Version        *       F Version
*************************************************************
*******
*                    *                    *
* A:Serial Correlation*CHSQ(  1)=   1.4249[.233]*F(  1,  15)=   .77511[.393]
*                    *                    *
* B:Functional Form   *CHSQ(  1)=   2.6757[.102]*F(  1,  15)=   1.5246[.236]
*                    *                    *
* C:Normality         *CHSQ(  2)=   8.5159[.014]*      Not applicable
*                    *                    *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(  1)=   .28013[.597]*F(  1,  27)=   .26336[.612]
*************************************************************
*******
  A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
  B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
  C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
  D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

پیوست ۳: بررسي اجزاي تجارت خارجي بر توزيع درآمد: مدل ARDL

```
          Autoregressive Distributed Lag Estimates
   ARDL(0,0,0,2,0,0,2,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*************************************************************
*******
 Dependent variable is LGINI
 29 observations used for estimation from 1358 to 1386
*************************************************************
*******
   Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LGDPP             .15745           .037748            4.1711[.001]
LNOILX            .0032674         .012087            .27032[.791]
LM                .028086          .021489            1.3070[.211]
LM(-1)            -.046172         .028522            -1.6189[.126]
LM(-2)            -.054156         .025629            -2.1131[.052]
LSUBP             -.0049175        .0036557           -1.3451[.199]
LP                .032493          .010044            3.2350[.006]
LHCP              -1.4488          .43417             -3.3369[.005]
LHCP(-1)          2.4347           .69512             3.5025[.003]
LHCP(-2)          -1.1389          .28755             -3.9607[.001]
LUNMPL            .10886           .043913            2.4790[.026]
LOILEX            .13518           .016353            8.2666[.000]
```

```
LOILEX(-1)          -.066520          .014862          -4.4759[.000]
C                   -4.3567           .79991           -5.4465[.000]
************************************************************************
*******
 R-Squared                  .92512   R-Bar-Squared              .86023
 S.E. of Regression         .015530  F-stat.   F(13,  15)  14.2561[.000]
 Mean of Dependent Variable -.90010  S.D. of Dependent Variable  .041541
 Residual Sum of Squares    .0036179 Equation Log-likelihood    89.1934
 Akaike Info. Criterion     75.1934  Schwarz Bayesian Criterion 65.6223
 DW-statistic               2.6240
************************************************************************
*******
                    Diagnostic Tests
************************************************************************
*******
*   Test Statistics *       LM Version       *       F Version
************************************************************************
*******
* A:Serial Correlation*CHSQ(  1)=  3.4697[.063]*F(  1,  14)=  1.9026[.189]
* B:Functional Form   *CHSQ(  1)=  8.3688[.004]*F(  1,  14)=  5.6790[.032]
* C:Normality         *CHSQ(  2)=  3.3523[.187]*      Not applicable
   * D:Heteroscedasticity*CHSQ(  1)=  .33513[.563]*F(  1,  27)=  .31567[.579]
```