

متنوع‌سازی مبادلات تجاری و تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران

**

*

/ / / /

چکیده

در مدل‌های رشد درون‌زا که در دو دهه اخیر توجه زیادی به آن معطوف شده است، به عواملی فراتر از دیدگاه‌های سنتی و کلاسیک تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، تأکید دارد که از آن جمله می‌توان، به تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی، ابداعات، تنوع تولید، تنوع مبادلات، زیر ساخت‌ها و.. اشاره کرد. به منظور کاربردی کردن مدل‌های درون‌زا و همچنین وارد کردن متغیرهای کلاسیک تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، مدل‌های ترکیبی را به منظور سنجش و بررسی هر دو دیدگاه (کلاسیک و درون‌زا) به کار می‌برند که به مدل‌های «تأحدی درون‌زا» معروفند.

در این تحقیق با استفاده از مدل‌های تأحدی درون‌زا به بررسی تأثیرگذاری تنوع مبادلات به عنوان جانشینی قوی از تنوع تولید، در کنار عوامل دیگری نظیر سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی در دوره سال‌های ۷۹-۱۳۵۹، اقدام شده است.

به منظور شناسایی تنوع تولید در دوره یاد شده از شاخص «تنوع فینسترا»

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز.

** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی.

استفاده شده است که نتایج به دست آمده از این شاخص مؤید این نکته است که تنوع در مبادلات کشور دارای نوسان بوده است و بیشترین دوره کاهش آن مربوط به سال‌های جنگ می‌باشد.

در مرحله بعد، با وارد کردن متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی در مدل و با روش همگرایی بلندمدت، تأثیر گذاری آنها بر رشد اقتصادی در سال‌های مورد بررسی، آزمون گردید. نتایج بدست آمده حاکی از وجود بردارهای همگرایی بلندمدت است که آثار مثبت متغیرهای مدل را بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد.

مقدمه

از نیمه دوم قرن بیستم نظریات مکتب نئوکلاسیک‌ها و در رأس آنها رابرت سولو^۱ در خصوص عامل اساسی رشد اقتصادی در جهان و کشورهای مختلف به کار گرفته می‌شود. فرض‌های اساسی آن عبارت از وجود رقابت کامل، پرداخت به عوامل تولید براساس بازده نهایی، وجود بازده نزولی و یا ثابت در تابع تولید و اشتغال کامل است.^۲ از نیمه دهه ۱۹۸۰ میلادی، به دلیل ناکارآمد بودن دیدگاه‌های این مکتب برای توجیه گوناگونی‌های رشد در کشورهای مختلف، نظریه جدیدی با نام «نظریه رشد درون‌زا»^۳ و یا «نظریه رشد نوین»^۴ در عرصه ادبیات اقتصادی وارد گردید. این نظریه نرخ رشد تولید ناخالص ملی را به وسیله نظام‌هایی از درون سیستم و فرایند تولید تعیین می‌کند و تکنولوژی را امری درون‌زا می‌داند که توسط متغیرهایی مانند تصمیمات انسانی، سرمایه انسانی و حمایت‌های دولتی، ترقی می‌یابد.^۵ در نظریه رشد درون‌زا، پیشرفت فنی به معنی بهبود در بهره‌وری، به ابداعات، ممارست، تنوع تولید، سرمایه انسانی، زیرساخت‌ها، تحقیق و توسعه و... تعبیر می‌شود.^۶ اخیراً نیز با ترکیب جنبه‌هایی از هر دو مدل آشنای بیان شده در بالا، مدل جدیدی را برای بررسی تأثیرات یکی و یا بیشتر از عوامل مؤثر بر رشد درون‌زا، در کنار عوامل تشکیل دهنده مدل رشد نئوکلاسیک‌ها، به کار می‌برند؛ که به آن مدل رشد «تأحدی درون‌زا»^۷ گفته می‌شود. در این مدل فرض رقابت کامل نئوکلاسیک‌ها به رقابت انحصاری که محتمل تر است، تغییر می‌یابد و همچنین فرض بازده کاهنده به مقیاس تولید در مدل در نظر گرفته نمی‌شود.^۸

متنوع‌سازی نیز یکی از تأکیدهای مدل درون‌زا است که به عنوان عاملی مؤثر بر رشد

1. Robert Solow.

2. تفضلی (۱۳۶۶)، ص ۵۰۶.

3. Endogenous Growth Theory.

4. The New Growth Theory.

5. Ray (1998), pp.99-101.

6. Funke, Ruhwedel (2000a).

7. Semi- Endogenous Growth.

8. Funke, Ruhwedel (2000b).

اقتصادی شناخته شده است. برای محاسبه مقدار مستقیم تنوع نیاز به شاخصی است که بتواند تمامی جنبه‌های مؤثر بر متنوع‌سازی را نشان دهد. برای این منظور در برخی از تحقیقات از شاخص متنوع‌سازی فینسترا^۱، استفاده شده است که در این تحقیق نیز با استفاده از همین روش به محاسبه متنوع‌سازی مبادلات تجاری در اقتصاد ایران می‌پردازد و متنوع‌سازی مبادلات تجاری برای کدهای دو رقمی صادرات و واردات کشور (H.S) براساس سال پایه محاسبه می‌شود.

۱. مبانی نظری تحقیق

چارچوب اصلی تحقیق بر نظریات گروسمن - هلیپمن استوار است که معتقدند متنوع‌سازی کالا با توجه به تقاضای مصرف‌کنندگان و گرایش بازار، در کنار عوامل دیگری همچون سرمایه فیزیکی می‌تواند بر رشد اقتصادی دارای آثار مثبت باشد.

۱-۱. تنوع تولید و رشد اقتصادی

به منظور توضیح ارتباط بین تنوع تولید و رشد اقتصادی از مدل رشد «تاحدی درون‌زا» استفاده می‌شود. کالاهای Y ، توسط نیروی کار، L ، و دامنه‌ای از کالاهای سرمایه‌ای، x_j ، ساخته می‌شود. تولیدات در بخش کالاهای نهایی به صورت زیر است:

$$Y = L^{1-\alpha} \int_0^n x_j^\alpha dj \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1-1)$$

که در آن مجموع کالاهای سرمایه‌ای معادل با عرضه کل سرمایه^۲ است. بنابراین:

$$\int_0^{n(t)} x_j(t) dj = K(t) \quad (1-2)$$

اگر کلیه کالاهای واسطه‌ای مشابه فرض شود، می‌توان پذیرفت که برای هر j $x_j = X$ است. بنابراین کالاهای واسطه‌ای که مقادیر ثابتی دارند، به روش زیر مشخص می‌شوند:

1. Feenstra.

2. یک روش دیگر از این نوع توسط: Easterley and others (1994)، ارائه شده است.

$$x = \frac{K}{n} \quad (1-3)$$

و معادله کالاهای نهایی تولید شده مجدداً به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y = nL^{1-\alpha} X^\alpha \quad (1-4)$$

و با جاگذاری رابطه (۱-۱) در رابطه (۱-۴) خواهیم داشت:

$$Y = nL^{1-\alpha} n^{-\alpha} K^\alpha \Leftrightarrow Y = K^\alpha (nL)^{1-\alpha} \quad (1-5)$$

بنابراین تابع کل تولید در برگیرنده ساختار آشنای تابع کاب-داگلاس است و درجه n ، که همان تنوع تولید است، نقش عامل تکنولوژی کار افزا را دارد و بنابراین عامل مؤثر بر رشد است. محدودیت انباشت سرمایه به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\dot{k} = s_k Y - \delta K \quad (1-6)$$

که s_k سهم سرمایه‌گذاری از تولید است و δ نرخ استهلاک است. گسترش تنوع تولید در طول زمان به واسطه فرمول زیر نشان داده می‌شود:

$$\dot{n} = \phi A n^{1-\gamma} \quad (1-7)$$

که در آن ϕ سهم نیروی کار اختصاص یافته به امر تحقیق و توسعه (R&D) است. فرض می‌کنیم که $0 < \gamma < 1$ ، $\phi > 0$ است. دو جزء آخری معادله نشان می‌دهد که تغییرات در تنوع تولید میانگین وزنی از مرز تنوع تولید جهانی، A ، با درجه تنوع تولید کشور، n ، است. معادله فوق را بر n تقسیم می‌کنیم که خواهد شد:

$$\frac{\dot{n}}{n} = \phi \left(\frac{A}{n}\right)^\gamma \quad (1-8)$$

این معادله به وضوح نشان می‌دهد که نرخ رشد تنوع تولید به نسبت $\frac{A}{n}$ ، مرتبط است. بنابراین نزدیک‌تر شدن تنوع تولید کشوری به مرز تنوع جهانی، نسبت A/n را کوچکتر می‌کند و نتیجه آن که نرخ رشد n ، کمتر می‌شود. می‌توان فرض کرد که مرز تنوع جهانی با نرخ g رشد می‌کند، یعنی:

$$\frac{\dot{A}}{A} = g \quad (1-9)$$

همچنین فرض می‌کنیم که نیروی کار اقتصاد با نرخ ثابت m رشد می‌کند. در مسیر رشد متوازن، $g = g_y = g_n = g_A$ ، است. یعنی نرخ رشد بلندمدت با نرخ رشد برونزای مرزپیشرفت فنی^۱، A ، معادل است. تولید سرانه y^* ، در حالت پایدار و در مسیر رشد متوازن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y^*(t) = \left(\frac{SK}{m+g+\delta} \right)^{\alpha/1-\alpha} n^*(t) \quad (1-10)$$

و از آن جا که $g = g_n$ ، از رابطه (۱-۸) داریم:

$$g = \phi \left(\frac{A}{n} \right)^{\gamma} \Rightarrow \left(\frac{n}{A} \right)^* = \left(\frac{\phi}{g} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \quad (1-11)$$

و از روابط (۱-۱۰) و (۱-۱۱) خواهیم داشت:

$$y^*(t) = \left(\frac{SK}{m+g+\delta} \right)^{\alpha/1-\alpha} \left(\frac{\phi}{g} \right)^{\frac{1}{\gamma}} A^*(t) \quad (1-12)$$

این مدل به وضوح به اهمیت تنوع تولید به عنوان تفسیری از اصول مدل نئوکلاسیک‌ها، توسط نظریه رشد نوین، اشاره می‌کند؛ چرا که، درآمد در شرایط پایدار به درجه تنوع تولید بستگی دارد. با توجه به رابطه بالا می‌توان به دو نکته پی‌برد. نخست، در شرایطی که بازده فزاینده و حتی ثابت به مقیاس تولید وجود داشته باشد، افزایش تنوع تولید موجب افزایش رشد درآمد سرانه خواهد شد. دوم آن‌که، جزء اول رابطه فوق به مدل سولو شبیه است و این بدین معنی است که سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه فیزیکی، موجبات افزایش درآمد و ثروت را فراهم می‌آورد. درحقیقت این رابطه، همان ارتباط بین تنوع تولید و درآمد سرانه است که آزمون خواهد شد با این تفاوت که مرز تنوع تولید در

1. حتی اگر هیچ‌گونه اختلافی در نرخ رشد بلندمدت در میان کشورها نباشد، می‌توان با در نظر گرفتن تغییرات پویا اختلاف در نرخ رشد را توضیح داد.

این تحقیق یک سال پایه است.

۲-۱. اندازه‌گیری تنوع تولید

برای اندازه‌گیری تنوع تولید از روش به کار برده شده توسط فینسترا، فینسترا و مارکسون^۱ استفاده می‌شود. آنها اندازه تنوع تولید را با ساختار تابعی با کشش جانشینی ثابت (CES) وقتی که نهاده‌ها به صورت نامتقارن هستند، محاسبه می‌کنند. در این روش دو دوره s, t در نظر گرفته می‌شود.

$$\Delta PV_{st} = \left(\frac{\sum_{i \in I_t} P_{it} X_{it}}{\sum_{i \in I} P_{it} X_{it}} \right) \left(\frac{\sum_{i \in I_s} P_{is} X_{is}}{\sum_{i \in I} P_{is} X_{is}} \right) \times 100 \quad (13-1)$$

رابطه فوق برای محاسبه تنوع تولید و تنوع مبادلات تجاری در دو دوره و یا دو کشور قابل مقایسه با یکدیگر، مورد استفاده قرار می‌گیرد. مخرج کسرها نشان دهنده ارزش کالاهای تولیدی مشترک در دو دوره و یا دو کشور است و صورت کسرها ارزش کل تولیدات می‌باشد. هر قدر ارزش تولیدات مشترک یک دوره نسبت به کل تولیدات، در مقایسه با دوره دیگر کمتر باشد تنوع بیشتر است.

۳-۱. مطالعات تجربی

۱-۳-۱. پیشینه مطالعات انجام شده در جهان

تحقیقات متعددی در ارتباط با متنوع‌سازی و تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی در سطح جهان صورت گرفته است که برخی از آنها متنوع‌سازی صادرات و برخی دیگر متنوع‌سازی تولید را به عنوان عامل تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی، در نظر گرفته‌اند که در زیر به تعدادی از آنها اشاره خواهد شد.

در مطالعه‌ای تحت عنوان "مدل متنوع‌سازی مبادلات تجاری بر مبنای تحلیل‌های مدل

1. Feenstra (1994), Feenstra & Markusen (1994).

پورتفولیو مارکوویتز" که توسط لاو^۱ برای تحلیل متنوع‌سازی صادرات برنوسانات درآمدهای ارزی ارائه شده است، متنوع‌سازی صادرات را تا آن جا موجب ثبات درآمدهای حاصل از صادرات می‌داند که سهم کالاها در ترکیب صادرات کشور یکسان باشد در غیر اینصورت، نوسانات درآمد صادراتی افزایش می‌یابد. همچنین نشان می‌دهد که متنوع‌سازی کالاهای صادراتی، نوسانات کل درآمدهای حاصل از صادرات را کاهش می‌دهد به شرط آن که، نوسانات هر یک از کالاها با همدیگر ارتباط مثبتی داشته باشند.

مطالعه دیگری توسط فرانتینو و پاینس^۲ تحت عنوان "متنوع‌سازی صادرات و ساختار پویای فرآیند رشد" در کشور شیلی انجام گرفته است. آنان شاخص زیر را که شاخص تجمعی گروه‌های کالایی خوانده می‌شود، برای رتبه‌بندی صادرات گروه‌های کالایی از نظر درجه تنوع مورد استفاده قرار داده‌اند.

$$C_{it} = \frac{\sum_{t=t_0}^t e_{it}}{\sum_{t=t_0}^{t_1} e_{it}} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (14-1)$$

صورت کسر بیانگر مجموع ارزش دلاری صادرات گروه i ام از سال t_0 تا سال t می‌باشد. مخرج کسر برابر با مجموع ارزش دلاری صادرات گروه i ام از سال t_0 تا سال آخر t_1 است. این تابع برای سال اول مقدار صفر و برای سال آخر یک را اختیار خواهد کرد. آنان به این نتیجه رسیدند که یک ارتباط مثبت بین تخصص و رشد اقتصادی وجود دارد.

تحقیقی توسط فینسترا^۳ تحت عنوان "تنوع تولید و اندازه‌گیری قیمت‌های بین‌الملل" برای شش سطح از کالاهای وارداتی ایالات متحده آمریکا به صورت اقلام ریز از سال ۱۹۶۴-۱۹۸۷، صورت گرفته است. در این تحقیق شاخص قیمت وارداتی را با تنوع کالاهای جدید هم‌زمان در نظر می‌گیرد و در واقع هدف از این تحقیق این است که

1. Love (1979), pp. 233-241.

2. Ferrantino, Pines (1997), pp. 375-391.

3. Feenstra (1994), pp. 156-177.

گونه‌های مختلف واردات را به تابعی با کشش جانشینی ثابت، ارتباط دهد پس از تخمین پارامترها، نشان داده می‌شود که این شاخص‌ها قادرند بخشی از کشش درآمدی بالا برای واردات آمریکا را توضیح دهند.

تحقیق دیگری توسط فانک و راویدل^۱ تحت عنوان "تنوع تولید و رشد اقتصادی"^۲ برای کشورهای OECD^۳ انجام گرفته است که مدل زیر را برای ۱۸ کشور به روش داده‌های مرکب برای سال‌های ۱۹۸۹-۹۶ به کار گرفته‌اند:

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i T + \beta IY_{it} + \gamma \Delta PV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15-1)$$

که در آن همه متغیرها نسبت به آمریکا سنجش می‌شوند. یعنی، Y_{it} ، تولید سرانه کشور نسبت به آمریکا است، IY_{it} ، سرمایه‌گذاری نسبت به آمریکا، ΔPV_{it} ، تنوع تولید نسبت به آمریکا می‌باشد. T ، روند زمانی است. نکته قابل توجه این است که تنوع تولید دقیقاً از همان فرمول معرفی شده فنسترا، استفاده شده است ولی در این جا کالاهای صادراتی و وارداتی، با کد شش رقم ISTC در نظر گرفته شده است در پایان به این نتیجه می‌رسند که تنوع تولید در این کشورها یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی بوده است.

۲-۳-۱. پیشینه مطالعات انجام شده در ایران

مطالعات اندکی در کشور درخصوص رابطه متنوع‌سازی صادرات بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام گرفته است، ولی تاکنون هیچ مطالعه‌ای درخصوص تنوع تولید و یا مبادلات تجاری کشور صورت نگرفته است.

قطمیری، صمدی^۴ با استفاده از الگوی پرتفولیو به برنامه‌ریزی متنوع‌سازی صادرات کشور پرداخته‌اند. آنان با استفاده از این روش استدلال می‌کنند که کالاهایی که در برنامه‌ریزی صادرات در اولویت قرار دارند، آنهایی هستند که کمترین اثر را بر واریانس درآمدهای صادراتی و یا بیشترین نقش را در ایجاد ثبات درآمدهای ارزی داشته‌اند. این تحقیق بر اساس کالاهای عمده صادراتی از سال ۶۷-۱۳۴۲، همراه با میانگین رشد قیمت

1. Funk, Ruhwdel (2000a).

2. Funk, Ruhwdel (2000b).

3. Organization for Economic Cooperation and Development.

4. قطمیری، صمدی (۱۳۷۶).

کالاهای صادراتی انجام شده است. در این تحقیق فرش دستباف ایران دارای پایین ترین کشتش واریانس پرتفولیو است و به این معنی است که در ایجاد عدم ثبات در درآمدهای ارزی بالاترین سهم را در دوره یاد شده به خود اختصاص داده است.

در مقاله‌ای که توسط میرشجاعی^۱ تحت عنوان "بی ثباتی صادرات در رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک" نگاشته است، در بخشی از آن با استفاده از شاخص تمرکز هیرشمن به محاسبه تمرکز صادرات غیرنفتی پرداخته است. کل صادرات غیر نفتی کشور را به چهار بخش سنتی و کشاورزی، صنعت، کلوخه‌های کانی و فلزی و غیره تقسیم می‌کند. دوره مورد نظر از سال ۷۱-۱۳۳۸ است. شاخص مورد نظر به صورت زیر به کار رفته است:

$$C_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (1-16)$$

که x_i سهم هر یک از بخش‌های صادراتی از کل صادرات است. محاسبات وی نشان می‌دهد که در طول سال‌های قبل از ۱۳۵۲ روند شاخص تمرکز نزولی بوده است ولی بعد از این سال‌ها روند افزایشی داشته است. و در سال‌های اوایل انقلاب نقش بخش کشاورزی و سنتی بیشتر شده است ولی پس از آن به مرور پس از تشویق سیاست‌های صنعتی کشور از روند صعودی تمرکز در بخش سنتی کاسته می‌شود. در پایان نتیجه می‌گیرد که تمرکز کالایی یکی از عوامل بی ثباتی صادرات کشور به شمار می‌رود.

تقی‌پور، موسوی^۲ در تحقیقی تحت عنوان "تحلیلی بر متنوع سازی صادرات و تأثیر آن بر افزایش درآمدهای ارزی غیرنفتی" در دوره ۷۸-۱۳۵۸، با کدهای دو رقمی نظام هماهنگ (HS)، و شاخص تمرکز هیرشمن اقدام به شناسایی تمرکز کالاهای صادراتی کشور در دوره یاد شده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که پس از شروع برنامه اول، این شاخص برای کل صادرات کشور نزولی بوده است و بیانگر کاهش تمرکز کالاهای صادراتی کشور بر تعداد محدودی از کالاهای صادراتی است. همچنین از آنجا که روند شاخص برای گروه‌های صنعتی ثابت است، نتیجه می‌گیرند که بخش صادرات کالاهای

1. میرشجاعی (۱۳۷۶).

2. تقی‌پور، موسوی (۱۳۸۰)، صص ۱۴۴-۱۰۹.

صنعتی کشور هنوز در تعداد محدودی از گروه‌های کالایی تمرکز یافته است. در این تحقیق برای بررسی تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر درآمدهای ارزی، از شاخص هیرشمن به منظور نشان دادن تنوع صادراتی استفاده شده است که به نظر می‌رسد این شاخص برای محاسبه تنوع از کارایی بالایی برخوردار نباشد؛ چرا که، این شاخص نمی‌تواند تنوع گروه‌های کالایی را در روندی پویا و با تغییرات نشان دهد^۱. الگوی مورد استفاده به صورت زیر است:

$$\text{Ln exp}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Ln rer}_{t-n} + \alpha_2 \cdot \text{Ln gdp}_{\text{OECD}} + \alpha_3 \text{ch}_t \quad (17-1)$$

که exp صادرات غیر نفتی، rer نرخ واقعی ارز، gdp_{OECD} تولید واقعی کشورهای OECD و ch شاخص تمرکز هیرشمن است. نتایج تخمین با استفاده از روش همجمعی نشان می‌دهد که شاخص نسبت تمرکز برای کل گروه‌های کالایی مثبت شده است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت تخصص بر افزایش درآمدهای ارزی است.

در تحقیقی دیگر تحت عنوان "متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی" که توسط صمدی^۲ انجام گرفته است. ساختار ترکیب صادرات غیرنفتی را بررسی کرده و تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر رشد اقتصادی را در دوره زمانی ۷۷-۱۳۴۷ و در ۱۷ صنعت کشور (اقلام عمده صادرات) آزمون کرده است. وی برای انجام پژوهش از چند شاخص بررسی‌کننده ساختار صادراتی به همراه الگوهای رگرسیونی، سود جسته است.

نتایج بدست آمده موارد زیر را آشکار کرده است: (۱) در ترکیب صادراتی کشور درجه بالایی از متنوع‌سازی رخ داده است. (۲) متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی در بیشتر سال‌ها در راستای یکدیگر حرکت کرده‌اند.

در یک رساله دکترای در رشته مدیریت بازرگانی، که توسط صنوبر، تحت عنوان "بررسی رابطه راهبردهای بازار/محصول و عملکرد صادرکنندگان ایرانی"^۳ نگاشته شده است، با انتخاب ۴۰۰ بنگاه صادرکننده اقدام به شناسایی ارتباط تنوع محصول و تنوع بازار

1. Macbean, Nguyen (1980), pp. 352-362.

2. صمدی (۱۳۸۱)، صص ۴۳-۶۷.

3. صنوبر (۱۳۸۱)، صص ۱۸۸-۱۹۸.

بر توانایی صادراتی و کارایی بنگاه‌های مورد بررسی کرده است. بعد زمانی این تحقیق سال‌های ۷۷-۱۳۷۳ می‌باشد. در این پژوهش نشان داده شده است برخلاف سیاست‌های تشویقی دولت در زمینه صادرات، تنوع زیاد در محصول موجب کاهش عملکرد در زمینه رشد صادراتی بنگاه می‌شود و آن دسته از بنگاه‌هایی که اقدام به تنوع محدود محصول می‌کنند، عملکرد به مراتب بهتری در مقایسه با بنگاه‌هایی که به تنوع زیاد محصول مبادرت می‌ورزند، دارند.

۲. ارائه مدل

پیرو دیدگاه مدل رشد تاحدی درون‌زا که در آن متغیرهایی نظیر تنوع تولید و یا تنوع مبادلات تجاری در کنار متغیرهای دیگری همچون سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی قرار می‌گیرند تا اثرات جمعی آن‌ها بر متغیر رشد اقتصادی آزمون گردد، از رابطه زیر برای سنجش تأثیرات متغیرها با روش همگرایی بلندمدت استفاده خواهد شد.

$$LGDP = \alpha_0 + \alpha_1 PV + \alpha_2 ID + \alpha_3 DHC + \alpha_4 DUM \quad (1-2)$$

متغیر وابسته مدل در این تحقیق متغیر رشد اقتصادی است، که لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (gdp_t) سرانه هر سال به عنوان متغیر رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. متغیرهای مستقل در مدل عبارتند از:

$PV_{exp-imp}$: متنوع‌سازی مبادلات تجاری به عنوان جانشینی قوی از متنوع‌سازی تولید است که بر مبنای سال پایه ۱۳۵۸ و با روش فینسترا محاسبه می‌گردد.
 ID_t : سهم سرمایه‌گذاری واقعی از تولید ناخالص داخلی در هر سال، به درصد خواهد بود.

DHC_t : سرمایه انسانی، که از تغییرات نسبت تحصیل‌کردگان آموزش عالی به کل شاغلین برآورد می‌گردد.

DUM : متغیر موهومی برای نشان دادن شوک‌های وارده بر اقتصاد است.

در این مدل انتظار می‌رود که تمامی ضرایب متغیرهای درون‌زای مدل، به استثنای ضریب متغیر موهومی برای سال‌های جنگ، دارای ضرایب مثبتی با رشد اقتصادی باشند.

همچنین در این تحقیق از آمارهای صادرات و واردات کشور با ارقام دو رقمی نظام هماهنگ (HS) پس از یک‌نواخت کردن آنها و از سالنامه‌های آماری سال‌های ۷۹-۱۳۵۸، استفاده شده است و از نرم‌افزارهای Excel و Spss، استفاده می‌شود تا تنوع در صادرات و مبادلات تجاری از رابطه (۱-۱۳) نسبت به سال ۱۳۵۸، شناسایی گردد. برای تحلیل‌های اقتصادسنجی، از نرم‌افزار Microfit، اقدام به تخمین روابط بلندمدت رگرسیونی بین متغیرهای مدل می‌گردد.

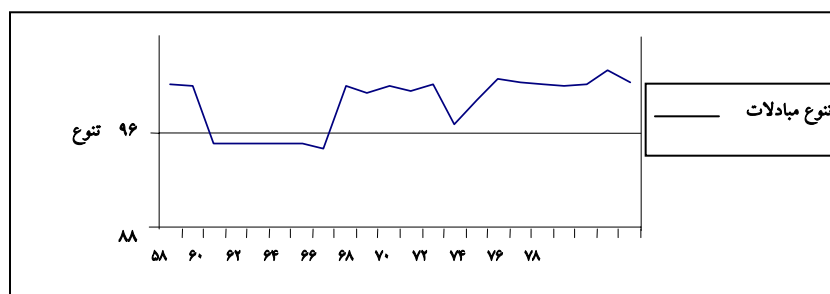
۳. نتایج تجربی مدل

۳-۱. شناسایی تنوع مبادلات تجاری

با استفاده از شاخص تنوع فینسترا، تنوع در مبادلات تجاری اقتصاد ایران برای دوره پس از انقلاب نسبت به سال ۱۳۵۸ محاسبه گردید. نمودار زیر مقادیر به دست آمده و نوسانات ایجاد شده را نشان می‌دهد.

۳-۱- نمودار تنوع مبادلات تجاری در اقتصاد ایران

(برحسب درصد و نسبت به سال پایه ۱۰۰=۱۳۵۸)



همان‌گونه که از نمودار فوق پیداست بیشترین کاهش در مبادلات تجاری مربوط به سال‌های ۶۵-۱۳۵۹ می‌باشد. به منظور بدست آوردن نتایج منطقی‌تر، مشخصات توصیفی شاخص در جدول (۳-۱) نشان داده شده است.

۳-۱- جدول مشخصات توصیفی تنوع مبادلات تجاری

(برحسب درصد نسبت به سال پایه ۱۰۰=۱۳۵۸)

شاخص تنوع	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
مبادلات تجاری	۹۸/۴۱	۲/۲۸	۱۰۱/۰۵	۹۴/۶

منبع: محاسبات محقق از شاخص متنوع سازی

بر اساس محاسبات انجام شده، میانگین شاخص تنوع مبادلات تجاری در طول دوره نسبت به سال پایه، تا نزدیک به دو درصد کاهش داشته است؛ در حالی که، انحراف معیار آن بیش از دو درصد است (۲/۲۸). همچنین براساس جدول پیوست (۲)، کشور در سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۷۴ و سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۹ شاهد افزایش در تنوع تولید نسبت به سال پایه نیز بوده است؛ چنانکه حداکثر محاسبات، کمی بیش از یک درصد را نسبت به سال ۱۳۵۸، نشان می‌دهد. کمترین میزان تنوع مبادلات تجاری تا کمتر از شش درصد نسبت به سال پایه بوده است بر همین اساس می‌توان پذیرفت که تنوع مبادلات تجاری نسبت به سال پایه همواره در نوسان بوده است.

۳-۲. آزمون ریشه واحد متغیرها

در این تحقیق برای بررسی ریشه واحد متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. متغیرهای مورد بررسی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، LGDP، متنوع سازی مبادلات تجاری، PV، سهم سرمایه گذاری از تولید، ID و سرمایه انسانی، HC، می‌باشند. محاسبات توسط نرم افزار Microfit انجام شده است. در این روش هم در سطح متغیرها و هم در تفاضل مرتبه اول متغیرها، اقدام به بررسی ریشه واحد شده است که نتایج در سطح متغیرها در جدول (۲-۳) به همراه وقفه‌های آن خلاصه شده است. همان گونه که از مقادیر نشان داده شده در جدول پیداست، تمامی مقادیر بدست آمده در سطح اطمینان ۵٪ از مقادیر بحرانی در شرایط وجود عرض از مبدأ و روند زمانی، کوچکترند که نشان می‌دهد متغیرها در سطح ناپایا هستند. برای بدست آوردن نتیجه نهایی در خصوص درجه ناپایایی متغیرهای مدل، آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول

متغیرها تکرار می‌شود. اگر در این مرحله فرضیه صفر مبنی بر ناپایا بودن متغیرها رد شود، می‌توان پذیرفت که متغیرها دارای درجه انباشتگی یک هستند. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها در ادامه جدول (۲-۳) نشان داده شده است.

۲-۳- خلاصه نتایج آزمون دیکی-فولدر سطح متغیرها و تفاضل مرتبه اول

متغیر	با عرض از مبدأ	با روند زمانی	وقفه	متغیر	با عرض از مبدأ	با روند زمانی	وقفه
LGDP	-۱/۵۵	-۱/۹۵	۱	DLGDP	-۳/۳۵۷	-۳/۴۳	۱
PV	-۱/۴۵	-۲/۶۵	۲	DPV	-۳/۹۴	-۳/۶	۱
ID	-۱/۶۲	-۱/۷۲	۰	DID	-۳/۵۳	-۳/۹	۲
HC	-۰/۵۴۸	-۲/۵	۱	DHC	-۱/۹۰۲	-۲/۹۶	۳

* مقدار بحرانی با عرض از مبدأ ۳/۰۴- (۹۵/۰) * مقدار بحرانی با روند زمانی ۳/۶۷- (۹۵/۰)

همان‌طور که از جدول فوق پیداست، تمامی متغیرها به استثنای سرمایه انسانی، HC، در تفاضل مرتبه اول خود ساکن هستند؛ زیرا، مقادیر بدست آمده در سطح اطمینان ۵٪ و در حداقل یکی از حالت‌های با عرض از مبدأ و یا با روند زمانی، از مقدارهای بحرانی بدست آمده، نسبت به طول وقفه، بزرگتر است که نشان دهنده معنی داری نتایج آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرها است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که همه متغیرها به استثنای، سرمایه انسانی از درجه انباشتگی یک می‌باشند و سرمایه انسانی از مرتبه دو می‌باشد که به منظور هم مرتبه کردن آن با سایر متغیرها می‌توان بدون آنکه خللی در مدل ایجاد شود تغییرات سرمایه انسانی را که از درجه انباشتگی یک می‌باشد، وارد مدل کرد.

۳-۳. بردارهای همگرای آثار متنوع‌سازی بر رشد اقتصادی

به منظور ایجاد یک رابطه‌ی معنی‌دار و گسترش یافته از مدل فوق، متغیرهای دیگری نیز به مدل افزوده می‌شود که در حقیقت همان عوامل مورد تأکید نظریه‌های درون‌زا می‌باشند. این متغیرها، سهم سرمایه‌گذاری از تولید به درصد، ID، تغییرات سرمایه انسانی، DHC، و متغیر موهومی و برون‌زای مدل، برای سال‌های جنگ، Dum، هستند. ولی از آن جا که آزمون ریشه واحد، ناپایایی متغیرهای درون‌زای مدل را نشان داد؛ که همه آن‌ها به

استثنای سرمایه انسانی از درجه یک هستند؛ بنابراین از روش بردارهای همگرا جاهنسن^۱، اقدام به تخمین رابطه بلندمدت میان آنها می‌گردد. چون روش جاهنسن، برای متغیرهای ساکن و ناپایای درجه یک کاربرد دارد، بنابراین به جای استفاده از سرمایه انسانی، تغییرات آن در مدل وارد می‌شود.

اولین مسئله در کاربرد مدل فوق‌الذکر انتخاب وقفه‌های بهینه مدل است. برای این منظور پس از بررسی مدل VAR، با متغیرهای مدل و با آماره‌های شوارتز-بیزین^۲ و آکائیک^۳، مرتبه بهینه مدل دو در نظر گرفته شد. همچنین به منظور شناسایی نیاز به وجود عرض از مبدأ، روند زمانی و یا هر دو حالت از آنها، بنا به پیشنهاد جاهنسن، توأم با تعیین رتبه ماتریس π ، تعداد بردارهای همگرا، مشخص خواهد گردید؛ ولی، در این تحقیق با توجه به انتخاب مدل، دو حالت عرض از مبدأ مقید و بدون روند^۴ و عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، به کار برده می‌شود. برای شناسایی تعداد بردارهای همگرا از نتایج آزمون حداکثر راستنمایی و ماتریس اثر استفاده می‌شود که در هر دو مورد، نتایج حاکی از معنی‌داری سه بردار بلند مدت همگرا است (جدول پیوست ۱).

بردارهای بلندمدت در هر مورد نشان می‌دهد که در هر دو حالت اولین بردار کاملاً با نظریه سازگار است؛ به این معنی که، ضرایب همه متغیرهای درون‌زای مدل با علامت مثبت و متغیر موهومی برون‌زای مدل، با ضریب منفی ظاهر می‌گردد که آثار منفی جنگ بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. به منظور اعمال قیودی برای شناسا کردن معادله‌های بدست آمده و با توجه به بررسی معنی‌داری ضرایب در مرحله بعدی محدودیتی بر ضرایب بردارهای منتخب اعمال می‌شود. خلاصه تمامی مراحل فوق در خصوص بردارهای اول در جدول (۳-۳) نشان داده شده است. همچنان که از انحراف معیار ضرایب نرمال شده پیداست تمامی ضرایب به استثنای ضریب عرض از مبدأ در بردار اول، معنی‌دار است.

-
1. Johansen Estimation.
 2. Schwarz Bayesian Criterion.
 3. Akaike Information Criterion.
 4. Restricted Intercepts and no Trends.

جدول ۳-۳- خلاصه نتایج بردارهای بلندمدت رشد اقتصادی با تنوع مبادلات تجاری در دو حالت

	عرض از مبدأ مقید		عرض از مبدأ غیر مقید	
	بردار ۱	با محدودیت	بردار ۱	با محدودیت
LGDP	(-۱)-۲/۶۵۶۳	{----}-۱	(-۱)۲/۹۴	{----}-۱
PV	(/۰۳۸۴)/۱۰۲۱	{/۰۲۱}/۰۳۸۴	(/۰۴۲)-/۱۲۳۸	{/۰۲۱۷۵}/۰۴۲
ID	(/۰۲۵۳)/۰۶۷۱	{/۰۰۶۱}/۰۲۵۳	(/۰۲۹)-/۰۷۶۴	{/۰۰۶۱}/۰۲۹
DHC	(۰/۱۴۵)/۳۸۵۳	{/۰۳۷۷}/۱۴۵	(/۱۵۳۸)-/۴۵۳	{/۰۳۸۵}/۱۵۳۸
DUM	(-/۳۴۹)-/۹۲۷	{/۰۶۹۴}-/۳۴۹	(-/۳۳۷)/۹۹۴	{/۰۶۶۹}-/۳۳۷
C	(۱/۳۸)۳/۶۷	{۲/۲۳۹}/۱/۳۸	-----	-----

مقادیر داخل پرانتز ارزش‌های نرمال شده هستند و مقادیر داخل کروشه انحراف معیار است.

با توجه به ضرایب مثبت و معنی‌دار در بردارهای بلندمدت، که نشان دهنده ارتباط مثبت متغیرهای درون‌زای موجود در مدل با رشد اقتصادی است؛ می‌توان به درستی مدل رشد تا حدی درون‌زا در اقتصاد ایران، پی‌برد. با نگرستن به نتایج رگرسیون‌های بلندمدت می‌توان آثار قوی‌تر تغییرات سرمایه انسانی نسبت به متغیرهای دیگر در مدل را نتیجه گرفت؛ زیرا ضریب آن نسبت به ضرایب متغیرهای دیگر درون‌زای مدل، به مراتب بزرگتر است که نشان دهنده اهمیت سرمایه انسانی در بلندمدت، حتی بیشتر از سرمایه فیزیکی، در اقتصاد ایران است. همچنین آثار جنگ بر رشد اقتصادی منفی و معنی‌داری است که کاملاً با انتظارات مطابقت می‌کند.

در ادامه، مدل تصحیح خطا برای دوبردار فوق‌الذکر تخمین زده می‌شود. که نتایج آن به صورت خلاصه در جدول (۳-۴) نشان داده شده است. همچنان که از ضرایب آماره t-test پیداست نمی‌توان رابطه‌ای قوی بین متغیرهای مدل در کوتاه‌مدت تعریف کرد و ضرایب جزء تصحیح خطا نیز در سطح اطمینان بالا قابل پذیرش نمی‌باشند؛ با وجود این، علامت منفی آن نشان می‌دهد که در هر دوره تعدیلی از نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقدار بلندمدت خود صورت می‌گیرد.

جدول ۳-۴- نتایج مدل تصحیح خطا رشد اقتصادی با تنوع مبادلات تجاری

(با دو بردار)

	عرض از مبدأ غیر مقید	عرض از مبدأ مقید
	بردار ۱	بردار ۱
Dlgdp1	[۲/۴۲]/۷۱۲۴	[۲/۲۷]/۶۹۵۳
Dpv1	[-۲/۱۴۹]/-۰۰۶	[-۲/۰۹]/-۰۰۶۱
Did1	[/۸۳۴۶]/۰۰۱۲	[/۲۵۶]/۰۰۰۳۴
Ddhc1	[۱/۹۸۳]/۰۴۴۶	[۱/۶۵]/۰۳۷۲
Ddum1	[-۲/۵]/-۰۵۸	[-۲/۴۶۷]/-۰۵۹۶
Ecm1 (-1)	[-۱/۹۰۸]/-۱۲	[-۱/۳۹۴]/-۰۸۱۸
C	[-۱/۸۵۵]/-۱۱۲۳	-----

مقادیر داخل براکت مقادیرهای ۲ هستند.

۴. یافته‌های مهم پژوهش

نتایج نشان داده است که، تنوع مبادلات تجاری در دوره پس از انقلاب دارای نوسان بوده است. بیشترین تنزل آن در سال‌های جنگ رخ داده است و از سال‌های برنامه اول به بعد تقریباً در اطراف سال پایه نوسان ملایمی داشته است.

به منظور تعمیم مدل، متغیرهای سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی و تغییرات سرمایه انسانی به همراه متغیر موهومی برای سال‌های جنگ، در مدل ملحوظ گردید. ولی از آن جا که تمامی متغیرهای درون‌زای مدل ناپایا بودند، عملاً روابط رگرسیونی ساده نمی‌تواند توجیه‌پذیر باشد؛ بنابراین، با استفاده از روش بردارهای همگرا با نام روش جاهنسن، اقدام به شناسایی روابط تعادلی بلندمدت در مدل گردید. پس از بررسی‌های لازم دو حالت باعرض از مبدأ مقید و بدون روند و باعرض از مبدأ نامقید و بدون روند، به عنوان حالت‌های بهینه انتخاب گردیدند. از هر حالت سه بردار بلندمدت با توجه به آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه نتیجه گردید. بردارهای اول در هر حالت کاملاً با انتظارات مدل سازگار است و بنابراین بر روی بردار اول محدودیتی به منظور شناسا کردن آن و بدست آوردن انحراف معیار ضرایب اعمال گردید که معنی‌داری ضرایب با توجه به انحراف معیارهای بدست آمده به اثبات رسید که خود درستی نظریه رشد «تا حدی درون‌زا» در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. در این بردارها، اهمیت تغییرات سرمایه انسانی از بقیه متغیرها بیشتر است؛ زیرا، در هر حالت ضریب برآوردی تغییرات سرمایه انسانی نسبت

به ضرایب دیگر متغیرهای درون‌زای مدل، بزرگتر است. در مدل تصحیح خطا که برآورد گردید، روابط معنی‌دار کوتاه‌مدت در هر دو حالت به اثبات نرسید؛ چرا که، ضرایب تمامی متغیرهای ملحوظ در مدل معنی‌دار نشدند. ولی از آن جا که ضریب جزء تصحیح خطا در هر دو بردار منفی بود می‌توان نتیجه گرفت که تعدیلی بین روابط کوتاه مدت و بلندمدت وجود خواهد داشت.

جمع‌بندی و ملاحظات

- ۱) تنوع مبادلات تجاری در اقتصاد ایران داری نوسان است که این خود می‌تواند عملکرد اقتصاد را با بی ثباتی همراه سازد. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری‌ها در جهت نظم بخشیدن به این نوسانات باشد.
- ۲) مدل‌های رشد اقتصادی تا حدی درون‌زا در اقتصاد ایران می‌تواند آثار مثبت به همراه داشته باشد. بنابراین، لازم است علاوه بر اهمیت دادن به عوامل مورد تأکید مدل‌های رشد نئوکلاسیک، به عوامل مورد تأکید مدل‌های درون‌زا مانند تنوع تولید، سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و... توجه بیشتری داشت و در سیاست‌گذاری‌ها نباید این مهم فراموش شود.
- ۳) جهت‌گیری به سیاست‌های تنوع تولید با همراهی عواملی همچون سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی می‌تواند آثار مهم و قابل توجهی را بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید داشته باشد؛ بنابراین، در سیاست‌گذاری‌ها لازم است همه تأکیدات مدل‌های رشد تاحدی درون‌زا در نظر گرفته شود.
- ۴) مدل‌های رشد درون‌زا در اقتصاد ایران در بلندمدت دارای آثار مثبت است و بنابراین برنامه‌ریزی‌ها باید بلندمدت باشد.
- ۵) در این مدل در همه حال آثار تغییرات سرمایه انسانی نسبت به متغیرهای دیگر مدل از اهمیت بیشتری برخوردار بود که خود نشان می‌دهد در برنامه‌ریزی‌های بلندمدت، اهمیت دادن به سرمایه فیزیکی نباید موجب غفلت از عوامل دیگر همچون سرمایه انسانی، تنوع تولید و یا تغییرات تکنولوژی گردد.

پیوست (۱)

جدول ۱- آزمون‌های ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه متغیر رشد اقتصادی با شاخص تنوع مبادلات تجاری

(عرض از مبدأ مقید وبدون روند)

مقدار بحرانی ۹۰ درصد	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره حداکثر مقادیر ویژه	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۲۹/۰۱	۳۱/۴۸	۵۲/۴۳۳	r1	r0
۲۲/۹۸	۲۵/۵۴	۲۶/۷۵	r2	r1
۱۶/۷۴	۱۸/۸۸	۲۰/۱۰	r3	r2
۱۰/۵	۱۲/۴۵	۸/۳۰	r4	r3

مقدار بحرانی ۹۰ درصد	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره آزمون اثر	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۵۹/۰۷	۶۲/۷۵	۱۰۷/۵۸	r1	r0
۳۹/۱۲	۴۲/۴۰	۵۵/۱۵	r2	r1
۲۲/۷۶	۲۵/۲۳	۲۸/۴۰	r3	r2
۱۰/۵	۱۲/۴۵	۸/۲۹۹	r4	r3

جدول ۲- آزمون‌های ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه متغیر رشد اقتصادی با شاخص تنوع مبادلات تجاری

(عرض از مبدأ نامقید وبدون روند)

مقدار بحرانی ۹۰ درصد	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره حداکثر مقادیر ویژه	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۲۸/۲۷	۳۰/۷۱	۴۹/۰۱	r1	r0
۲۲/۱۵	۲۴/۵۹	۲۴/۸۳	r2	r1
۱۵/۹۸	۱۸/۰۶	۱۹/۶۵	r3	r2
۹/۵۳	۱۱/۴۷	۷/۳۱	r4	r3

مقدار بحرانی ۹۰ درصد	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره آزمون اثر	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۵۴/۸۴	۵۸/۶۳	۱۰۰/۸۱	r1	r0
۳۵/۸۸	۳۸/۹۳	۵۱/۷۹	r2	r1
۲۰/۷۵	۲۳/۳۲	۲۶/۹۶	r3	r2
۹/۵۳	۱۱/۴۷	۷/۳۱	r4	r3

پیوست (۲)

داده‌های تحقیق

سال	تولید سرانه GDPL	تنوع مبادلات (%) PV	سرمایه فیزیکی (%) ID	سرمایه انسانی (%) HC
۱۳۵۸	۳۶۰	۱۰۰	۳۷/۷۳	۳/۲۵
۱۳۵۹	۳۴۱	۹۹/۸۵	۷۱/۶۸	۳/۳۰
۱۳۶۰	۳۲۹	۹۵/۰۹	۷۲/۵۷	۳/۳۶
۱۳۶۱	۳۳۷	۹۵/۰۵	۴۱/۸۱	۳/۴۸
۱۳۶۲	۳۵۲	۹۵/۱۰	۵۱/۳۹	۳/۶۲
۱۳۶۳	۳۴۸	۹۵/۰۵	۵۲/۴۶	۴/۱۲
۱۳۶۴	۳۴۳	۹۵/۱۱	۴۲/۵۶	۴/۳۷
۱۳۶۵	۳۲۴	۹۴/۶۰	۳۴/۰۱	۴/۵۰
۱۳۶۶	۳۱۶	۹۹/۸۶	۲۸/۲	۴/۷۴
۱۳۶۷	۳۰۵	۹۹/۲۰	۲۵/۶۸	۵/۰۲
۱۳۶۸	۳۰۸	۹۹/۸۹	۲۶/۰۶	۵/۲۷
۱۳۶۹	۳۲۳	۹۹/۴۵	۲۶/۳۴	۵/۵۳
۱۳۷۰	۳۴۰	۹۹/۹۹	۳۶/۲۰	۵/۸۴
۱۳۷۱	۳۴۲	۹۶/۶۴	۳۳/۰۷	۵/۸۸
۱۳۷۲	۳۴۲	۹۸/۷۰	۲۶/۸۷	۶/۴۸
۱۳۷۳	۳۴۳	۱۰۰/۴۴	۲۲/۱۸	۷/۴۸
۱۳۷۴	۳۵۰	۱۰۰/۱۲	۱۹/۲۵	۸/۷۰
۱۳۷۵	۳۵۵	۹۹/۹۴	۲۳/۷۱	۹/۶۲
۱۳۷۶	۳۵۶	۹۹/۸۸	۲۴/۷۶	۱۰/۳۹
۱۳۷۷	۳۵۹	۹۹/۹۸	۲۴/۸۳	۱۰/۵۵
۱۳۷۸	۳۶۱	۱۰۱/۰۵	۲۶/۰۴	۱۰/۶۰
۱۳۷۹	۳۶۸	۱۰۰/۰۵	۲۶/۶۴	۱۰/۸۹

GDPL: تولید سرانه به هزار ریال و قیمت ثابت سال ۱۳۶۹. منبع: آمار تولید ناخالص داخلی از، بانک مرکزی، سری زمانی حساب‌های ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، تهران، ۱۳۸۰ و آمار مربوط به جمعیت از، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، دفتر اقتصاد کلان، شهریور ۱۳۸۰.

PVX: محاسبات محقق از شاخص متنوع‌سازی مبادلات تجاری بر مبنای سال پایه ۱۳۵۸، به درصد. منبع: گمرک ایران، سالنامه آمار بازرگانی خارجی، سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۷۹.

ID: سهم سرمایه‌گذاری از تولید با قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ به درصد، منبع: بانک مرکزی، آمار حساب‌های ملی.

HC: نسبت تحصیل‌کردگان آموزش عالی به کل شاغلین کشور به درصد. منبع: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، دفتر اقتصاد کلان. گزارش اقتصادی سال‌های مختلف.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۷۹)؛ حساب‌های ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، اداره آمارهای اقتصادی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی، *نماگرهای اقتصادی*، اداره بررسی‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
- تقی‌پور، انوشیروان و افسانه موسوی (۱۳۸۰)؛ "تحلیلی بر متنوع‌سازی صادرات و تأثیر آن بر افزایش درآمدهای ارزی غیرنفتی"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۸، صص ۱۰۹-۱۴۴.
- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۷۹)؛ *گزارش اقتصادی سال ۱۳۷۸*، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی، دفتر اقتصاد کلان، تهران.
- _____ (۱۳۸۰)؛ *مجموعه آماری، پیوست گزارش اقتصادی سال ۱۳۷۹*، دفتر اقتصاد کلان، تهران.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۰)؛ *نقش R&D از طریق تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران*، پایان‌نامه دکترا، استاد راهنما: دکتر اکبر کمیجانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.
- صمدی، علی حسین (بهار ۱۳۸۱)؛ "متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی در ایران"، *برنامه و بودجه*، سال ششم، شماره ۱۱ و ۱۲، صص ۴۳-۶۸.
- صنوبر، ناصر (۱۳۸۱)؛ *بررسی رابطه راهبردهای بازار/محصول و عملکرد صادرکنندگان ایرانی*، پایان‌نامه دکترا، استاد راهنما: حسین رحمان سرشت، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.
- قطمیری، محمد علی و علی حسین صمدی (۱۳۷۹)؛ "متنوع‌سازی صادرات و کاربرد مدل پرتفولیو در برنامه‌ریزی صادرات غیرنفتی"، *هفتمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی*، تهران.
- گمرک جمهوری اسلامی ایران، *سالنامه آمار بازرگانی خارجی*، سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۷۹.

میرشجاعی، فخری (۱۳۷۶)؛ "بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴، پاییز، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه فرهنگی رسا، چاپ اول.

Easterley, W., R. King, R. Levine and S. Rebelo (1994); "Policy, Technology Adoption and Growth", *NBER Working Paper*, 4681, Cambridge (Mass.).

Funk, M. and R. Ruhwedel (2000a); "Export Variety and Export Performance", *Journal of Economics*, 110, pp. 641-680.

Funke, M., R. Ruhwedel (2000b); "Product Variety and Economic Growth – Empirical Evidence for the OECD Countries", *IMF Staff Papers*, 48, No. 2.

Feenstra, R.C., J.M. Markusen and W. Zeile (1992); "Accounting for Growth with New Inputs: Theory and Evidence", *American Economic Review*, Papers & Proceedings 82, pp. 415-421.

Feenstra, R.C. (1994); "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review*, 84, pp. 157-177.

Feenstra, R.C. and J. Markusen (1994); "Accounting for Growth with New Inputs", *International Economic Review*, 35, pp. 429-447.

Feenstra, R.C., D. Madani, T.-H. Yang and C.-Y. Liang (1999a); "Testing Endogenous Growth in South Korea and Taiwan", *Journal of Development Economics*, 60, pp. 317-41.

Feenstra, R.C., T.-H. Yang and G.G. Hamilton (1999b); "Business Groups and Product Variety in Trade: Evidence from South Korea, Taiwan and Japan", *Journal of International Economics*, 48, pp. 71-100.

Ferrantino, M. and S.A. Pines (1997); "Export Diversification and Structural Dynamics in the Growth Process: the Case of Chile", *Journal of Development Economics*, 52, pp. 375-91.

Grossman, G.M. and E. Helpman (1991); *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge (MIT Press).

- Jones, C.I. (1995); "Time Series Test of Endogenous Growth Models", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 495-525.
- Jones, C.I. (1998); *Introduction to Economic Growth*, New York (W.W. Norton & Company).
- Johanson, S. (1988); "Statistical Analysis of the Cointegration Vector", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- Love, J. (1979); "A Model of Trade Diversification Based on the Markowitz Model of Portfolio Analysis", *Journal of Development Studies*, 15, pp. 233-41.
- Macbean, A.I and D.T. Nguen (1980); Commodity Concentration and Export Earning Instability", *Economic Journal*, 20, pp. 352-62.
- Ray, Debraj (1998); *Development Economic*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Solow, R.M. (1956); "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 5-94.
- Solow, R.M. (1957); "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39, pp. 312-20.