# رابطه علی میان رشد و متنوع‌سازی صادرات در بخش کشاورزی

محسن صالحی کمرودی[1]، هاشم محمودی[2] و جواد حسین‌زاد[3]

## چکیده

در نظریه‌های جدید رشد ادعا شده است که متنوع‌سازی صادرات می‌تواند موجب رشد اقتصادی گردد. از سوی دیگر، ایجاد تنوع در صادرات محصولات کشاورزی می‌تواند راهی مناسب برای کاهش وابستگی به درآمد نفتی و جلوگیری از آثار زیان‌بار نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد ملی قلمداد شود. بر اساس مبانی نظری رشد بخش کشاورزی می‌تواند موجب تنوع صادرات گردد. از این رو، در مطالعه حاضر سعی شد روابط علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان رشد بخش کشاورزی و متنوع‌سازی صادرات محصولات کشاورزی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون علیت تودا و یاماماتو برای بررسی روابط علی بلندمدت و از سه شاخص آنتروپی، هیرشمن و فرانتینو برای اندازه‌گیری میزان تنوع صادرات استفاده شد. همچنین با تائید روابط هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از رهیافت ARDL، با برآورد مدل تصحیح خطا و بکارگیری آزمون‌های t و والد روابط علی بلندمدت و کوتاه مدت میان متغیرها به صورت یک جا مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه با قدرت تاکید می‌کنند که متنوع‌سازی صادرات می‌تواند موجب رشد بخش کشاورزی گردد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد با ایجاد تنوع در صادرات محصولات کشاورزی زمینه هم برای ثبات بیشتر در درآمدهای ارزی و هم رشد بخش کشاورزی فراهم گردد. همچنین نتایج این مطالعه می‌تواند حاکی از این باشد که رشد بخش کشاورزی نیز موجب تنوع صادرات می‌گردد. بنابراین می‌توان تا با ارتقای رشد بخش کشاورزی از طریق تولید کالاهای متنوع‌تر می‌توان زمینه را برای متنوع‌سازی صادرات محصولات کشاورزی فراهم آورد.

**طبقه‌بندی JEL: Q17**

**واژه‌های کلیدی: آزمون تودا و یاماماتو، رشد، شاخص فرانتینو، کشاورزی، متنوع‌سازی صادرات**

## مقدمه

فعالیت‌های بخش کشاورزی در ایران همچنان سهم قابل‌توجهی از اقتصاد ملی را به خود اختصاص می‌دهد به‌طوری‌که سهم این بخش در تامین اشتغال جمعیت کشور حدود ۲۳ درصد، در تامین مواد غذایی مورد نیاز کشور ۸۲ درصد ، تامین مواد اولیه صنایع غذایی ۸۰ درصد بوده و سهمش از درآمد ناخالص ملی و ارزش صادرات غیرنفتی به‌ترتیب ۱۱/۳ درصد و بیش از ۲۵ درصد می‌باشد. علاوه بر این حدود ۳۲ درصد از جمعیت کشور در روستاها زندگی می‌کنند که معیشت آنها به صورت مستقیم یا غیرمستقیم با بخش کشاورزی در ارتباط است (فائو[4]، ۲۰۰۵). بنابراین توجه به رشد بخش کشاورزی از ابعاد مختلف ضرورت داشته و روی بسیاری از متغیرهای اقتصادی تاثیرگذار خواهد بود.

1 به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز - salehi205@gmail.com
2 دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
3 استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

4 FAO

در دهه های اخیر صادرات به عنوان موتور رشد معرفی شده است. به این دلیل که افزایش صادرات می‌تواند موجب بهبود اقتصاد مقیاس و بکارگیری بیشتر تکنولوژی‌های پیشرفته و ظرفیت‌های تولیدی شده و ارز لازم را برای واردات مواد اولیه و کالاهای سرمایه ای فراهم نماید (لوین و رات، ۱۹۹۷). مقابله با کسر ی تراز پرداخت‌ها، ارتقای کارایی و افزایش بهره‌وری عوامل تولید، افزایش رقابت میان تولیدکنندگان، بهبود کیفی محصولات، جذب سرمایهٔ گذاری خارجی و گسترش بازارهای داخلی، از جمله مزایای دیگر توسعهٔ صادرات به شمار می‌روند (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷).

در زمینه توسعه صادرات یکی از مشکلات اساسی کشورهای در حال توسعه، اتکای بیش از حد درآمد آنها به صدور یک یا تعداد محدودی از کالاهاست. در مورد ایران، تجارب چند سال اخیر نشان می‌دهد که صرف تکیه اقتصاد به درآمدهای حاصل از فروش نفت خام و صادرات چند محصول خاص، بی ثباتی درآمد صادراتی و در پی آن سلسله‌ای از مشکلات اقتصادی را به دنبال دارد. بنابراین به منظور کاهش وابستگی اقتصاد ایران به صادرات نفت خام و چرخش به طرف صادرات چند محصولی، جهت‌گیری سیاست‌های صادراتی باید به سود تنوع صادرات کالاهای غیرنفتی - از جمله محصولات کشاورزی - تغییر یابد. چنین امری تحقق پیدا نمی‌کند مگر اینکه فرصت‌های موجود در صادرات بخش کشاورزی شناسایی شده و به این فرصت‌ها جنبه عملیاتی بخشیده شود. تنوع صادرات محصولات کشاورزی از جمله راهکارهایی است که می‌توان به آن توجه ویژه داشت. کشور ایران دارای مزیت نسبی نسبتا خوبی در تولید بیشتر محصولات کشاورزی – به ویژه محصولات باغی - می‌باشد (سلامی و پیش‌بهار، ۱۳۸۰). از این رو، بخش کشاورزی ایران از استعداد خوبی برای صادرات کالاهای متنوع برخوردار است.

تنوع صادرات[1] از جمله مباحثی است که اخیرا مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است و منظور از آن، افزایش تعداد کالاهای صادراتی و کاهش وابستگی به یک منبع درآمدی می‌باشد. اما دیدگاه‌های متفاوتی نسبت به مفهوم متنوع‌سازی صادرات مطرح شده است. در برخی از مطالعات از قبیل الونگ و سیگل (۱۹۹۴)، فرانتینو و گوتیرز (۱۹۹۷) متنوع سازی به مفهوم توسعه ترکیب صادرات کشور از کالاهای اولیه به کالاهای صنعتی بیان شده است. در گروه دیگری از مطالعات مثل لاو (۱۹۸۳)، هیرشین و لیو (۱۹۷۱) و مک بین و نگوین (۱۹۸۰) متنوع‌سازی به صورت عدم تمرکز ترکیب صادراتی کشور در تعداد محدودی از کالاهای صادراتی بیان شده است. طبق این تعریف، هرچه تمرکز کالاهای صادراتی کشور در تعداد بیشتری از کالاهای صادراتی انجام شود، تنوع در صادرات بیشتر است (تقی پور و موسوی آزاد کسمایی، ۱۳۸۰). در این مطالعه تعریف دوم مدنظر است.

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

$$Y = L^{1-\alpha}\int_0^n x_j^{\alpha} dj \quad 0 < \alpha < 1 \qquad (۱)$$

که در آن، مجموع کالاهای سرمایه‌ای معادل با عرضه کل سرمایه است:

$$\int_0^{n(t)} x_j(t) dj = K(t) \qquad (۲)$$

اگر کلیه کالاهای واسطه‌ای مشابه فرض شود، می‌توان پذیرفت که برای هر j، $x_j = x$ است. بنابراین کالاهای واسطه‌ای مقدارهای ثابتی دارند:

$$x = K/n \qquad (۳)$$

و معادله کالاهای نهایی تولید شده خواهد بود:

$$Y = nL^{1-\alpha}x^{\alpha} \qquad (۴)$$

با جای‌گذاری رابطه (۱) در رابطه (۴) خواهیم داشت:

$$Y = nL^{1-\alpha}n^{-\alpha}K^{\alpha} \leftrightarrow Y = K^{\alpha}(nL)^{1-\alpha} \qquad (۵)$$

1. Export Diversification

بنابراین تابع کل تولید، در برگیرنده ساختار آشنای تابع کاب-داگلاس است و درجه n، که همان تنوع تولید است، نقش عامل تکنولوژی کارافزا را دارد و در نتیجه عامل موثر بر رشد است. محدودیت انباشت سرمایه نیز به این صورت بیان می‌شود:

$$\dot{k} = s_k Y - \delta K \qquad (۶)$$

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

$$\dot{n} = \emptyset A n^{1-\gamma} \qquad (۷)$$

که در آن $\emptyset$ سهم نیروی کار اختصاص یافته به امر تحقیق و توسعه (R&D) است. فرض می‌کنیم که $\emptyset \geq 0, 0 < \gamma < 1$ 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:

$$\frac{\dot{n}}{n} = \emptyset \left(\frac{A}{n}\right)^{\gamma} \qquad (۸)$$

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 $\frac{A}{n}$ را کوچکتر می‌کند و نتیجه آن، نرخ رشد n کمتر می‌شود. می‌توان فرض کرد که مرز تنوع جهانی با نرخ g رشد می‌کند. یعنی:

$$\frac{\dot{A}}{A} = g \qquad (۹)$$

همچنین فرض می‌کنیم که نیروی کار اقتصاد با نرخ ثابت m، رشد می‌کند. در مسیر رشد متوازن، $g = g_y = g_n = g_\alpha$، است. یعنی نرخ رشد بلند مدت با نرخ رشد برونزای مرز پیشرفت فنی، A، معادل است. تولید سرانه $\dot{y}$، در حالت پایدار ودر مسیر رشد متوازن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{y}(t) = \left(\frac{sK}{m+g+\delta}\right)^{\alpha/1-\alpha} \dot{n}(t) \qquad (۱۰)$$

و از آنجا که $g = g_n$ از رابطه (۸) داریم:

$$g = \emptyset(A/n)\text{^}r \rightarrow (n/A)\text{^} * = (\emptyset/g)\text{^}(1/r) \qquad (۱۱)$$

و از روابط (۱۰) و (۱۱) خواهیم داشت:

$$y*(t) = (SK/(m+g+\delta))\text{^}(\alpha/(1-\alpha))\,(\emptyset/g)\text{^^}(1/r)\,A^{*}(t) \qquad (۱۲)$$

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 پی برد. نخست، در شرایطی که بازده فزاینده و حتی ثابت به مقیاس تولید وجود داشته باشد، افزایش تنوع تولید موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد (یاوری و همکاران، ۱۳۸۹).

از جنبه ای دیگر، متنوع سازی صادرات از آثار منفی بی ثباتی درآمدهای صادراتی بر اقتصاد که ناشی از نوسانات قیمت های کالاهای صادراتی است جلوگیری کرده و بدین ترتیب موجب رشد اقتصادی می شود (آذربایجان و همکاران، ۱۳۹۰). علاوه بر این اثر، که به «تاثیر پرتفلیو»[1] مشهور است، تنوع صادرات از طریق ایجاد تنوع تکنولوژیکی به رشد اقتصادی یاری می‌رساند (آگوسین، ۲۰۰۷).

1 Portfolio Effect

در ادبیات اقتصادی موجود کمتر به تاثیر رشد بر تنوع صادرات اشاره شده است. لیکن از نظر تئوریک چنین تاثیری قابل تصور است زیرا در فرآیند رشد اقتصادی کالاهای متنوع تری تولید می شود و زمینه را برای ایجاد تنوع صادرات فراهم می‌کند (همان منبع، ۲۰۰۷).

در زمینه بررسی تاثیر تنوع صادرات، مطالعاتی چند صورت گرفته است.. فرانتیو و گوتیرز (۱۹۹۷)، در بررسی تنوع صادرات شیلی و نقش آن در رشد اقتصادی و رشد درآمدهای صادراتی به این نتیجه رسیده‌اند که یک ارتباط مثبت بین تخصص‌گرایی و رشد اقتصادی در شیلی وجود دارد. نکته قابل توجه آن است که اجرای سیاست‌های متنوع سازی صادرات در شیلی همزمان با شرایطی بوده است که متغیرهای کلان اقتصادی به طور کلی از وضعیت مناسبی برخوردار نبوده‌اند. در تحقیقی که توسط فانک و راووبدل[1] (۲۰۰۰)، تحت عنوان "تنوع تولید و رشد اقتصادی" برای کشورهای OECD انجام گرفته است، تاثیر متغیرهایی از قبیل سرمایه‌گذاری و تنوع تولید بر تولید سرانه تخمین زده شده است. لازم به ذکر است که این متغیرها نسبت به کشور آمریکا سنجیده شده‌اند. نتایج حاصل از این تخمین گویای این مطلب می‌باشد که تنوع تولید در این کشورها یکی از عوامل موثر بر رشد اقتصادی بوده است. آفندی عارف و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی رابطه بین تنوع صادرات و رشد اقتصادی در کشور مالزی با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۰۷-۱۹۸۰ و تکنیک‌های هم انباشتگی[2] و آزمون علیت گرنجر[3] پرداختند. نتایج گویای این مسئله است که در بلند مدت تنوع صادرات نقش قابل توجهی در رشد اقتصادی مالزی دارند. اسلاملوئیان و خدادادی (۱۳۸۳)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر تنوع سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله درایران پرداخته است. به منظور برآورد روند بلندمدت روابط مبادله، از روش پیشنهادی بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) استفاده شد. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که روند خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و کل صادرات غیر نفتی در بلند مدت کاهشی است. البته در دوره‌هایی که تنوع سازی در صادرات بیشتر بوده، روند کاهشی خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی و صادرات غیر نفتی کمتر شده است. این امر نشان دهنده تاثیر مثبت تنوع سازی بر خالص رابطه مبادله در ایران می‌باشد. یاوری و همکاران (۱۳۸۹)، نیز در تحقیقی نشان دادند که متغیر شاخص تنوع صادراتی دارای اثری مثبت و معنی دار روی بهره وری در صنایع کشور می‌باشد به طوری که به ازای یک درصد تغییر در مقدار این شاخص، بهره وری به اندازه ۱/۸ درصد افزایش می‌یابد. آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلوئی به بررسی تاثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کشورهای گروه دی‌هشت پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از تاثیر مثبت و معنادار متنوع‌سازی صادرت بر رشد و بهره‌وری می‌باشد.

به هر حال مباحث مطالعات انجام شده نشان از اهمیت و ضرورت موضوع دارد. بر این اساس، در مطالعه حاضر سعی شده است روابط علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متنوع‌سازی صادرات و رشد اقتصادی برای بخش کشاورزی ایران مورد بررسی قرار گیرد.

## روش تحقیق

### داده ها

این مطالعه دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ را در بر می‌گیرد. از ارزش افزوده بخش کشاورزی (AV) به عنوان شاخصی برای رشد این بخش استفاده شده است که آمار آن از سایت بانک مرکزی ایران دریافت شده است. آمار صادرات محصولات کشاورزی از سازمان گمرک اخذ شده است. برای محاسبه شاخص تنوع صادرات بر طبق تقسیم‌بندی گمرک کالاها به چهار گروه کالائی

1. Funk, Ruhwdel
2 Cointegration
3 Granger

تقسیم‌بندی شدند (جدول ۱). لازم به ذکر است که تمام متغیرهای مورد استفاده به فرم لگاریتم طبیعی تبدیل شده‌اند که نماد L در ابتدای نام آن‌ها بیانگر این مساله است.

## شاخص‌های اندازه‌گیری تنوع صادرات

در این مطالعه از سه شاخص برای اندازه‌گیری تنوع صادرات استفاده گردیده است. اولی شاخص تمرکز هیرشمن[1] است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} x_{it}^2} \qquad (۱۳)$$

که در آن n تعداد کالاهای صادراتی و $x_{it}$ نشان‌دهنده‌ی سهم کالای iام در صادرات محصولات کشاورزی در سال t می‌باشد. هر چه مقدار این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد، حاکی از آن است که ترکیب صادرات کشور در تعداد بیشتری از کالاها متمرکز شده است و در نتیجه، متنوع سازی بیشتر است. دومی شاخص فرانتینو[2] است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$F_{it} = \frac{\sum_{t_0}^{t} e_{it}}{\sum_{t_0}^{t_1} e_{it}} \qquad i = 1,2,\ldots,n \qquad (۱۴)$$

که در آن صورت کسر بیانگر مجموع ارزش دلاری صادرات گروه $i$ام از سال اول ($t_0$) تا سال $t$ام می‌باشد. مخرج کسر برابر با مجموع ارزش دلاری صادرات گروه $i$ام از سال اول ($t_0$) تا سال آخر ($t_1$) است. سومین شاخص مورداستفاده انتروپی[3] می‌باشد که به صورت زیر بیان شود: یک معیار معکوس تمرکز می‌باشد و هنگامی که آنتروپی افزایش می‌یابد، تمرکز کاهش پیدا می‌کند:

$$ENT_t = \sum_{i=1}^{n} s_i \log\left(\frac{1}{s_i}\right) \qquad (۱۵)$$

که درآن $s_i$ سهم گروه کالای iام در مجموعه صادرات مورد نظر کشور در زمان t می باشد. هر چه این شاخص بیشتر باشد، تمرکز صادرات کمتر و تنوع صادرات بیشتر خواهد بود (یاوری و همکاران، ۱۳۸۹).

**جدول (۱) گروه‌بندی صادرات محصولات کشاورزی**

| | |
|---|---|
| گروه اول | حیوانات زنده – گوشت و احشا خوراکی – ماهیها و قشرداران – صدف‌داران و سایر آبزیان فاقد ستون فقرات شیر و محصولات حیوانی که در جای دیگر گفته نشده و مشمول شماره دیگر تعرفه نشده باشد – سایر محصولات حیوانی که درجای دیگر گفته نشده و مشمول شماره دیگر تعرفه نشده باشد |
| گروه دوم | نباتات زنده و محصولات گلکاری – سبزیجات – نباتات – ریشه و غده های زیرخاکی خوراکی – میوه های خوراکی – پوست مرکبات یا پوست خربزه – قهوه – چای – ماته و ادویه – غلات – محصولات صنعت آرد سازی – مالت – نشاسته و فکول – اینولین – گلوتن گندم – دانه و میوه های روغن دار- دانه و بذر میوه های گوناگون – نباتات صنعتی یا دارویی – کاه و نواله – انگم ها- رزین ها و سایر شیره ها و عصاره‌های نباتی – مواد قابل بافت – سایر محصولات نباتی که در جای دیگر گفته نشده و مشمول شماره دیگر تعرفه نشده باشد |
| گروه سوم | چربیها و روغنهای حیوانی یا نباتی – فراورده های حاصل از تفکیک آنها- چربیهای خوراکی آماده – موم های حیوانی یا نباتی |
| گروه چهارم | فراورده های گوشت – ماهی – قشرداران – صدفداران یا سایر آبزیان فاقد ستون فقرات – قند و شکر و شیرینی – کاکائو و فراورده های آن – فراورده های غلات – آرد- نشاسته – فکول یا شیر- نانهای شیرینی – فراورده ها از سبزیجات – میوه ها یا سایر اجزا نباتات – فراورده های خوراکی گوناگون – نوشابه ها- آبگونه های الکلی و سرکه – آخال و تفاله صنایع خوراک سازی – خوراکیهای آماده برای حیوانات – توتون و تنباکو و بدل توتون و تنباکوی ساخته‌شده |

منبع: گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۰.

1 Hirschman
2 Ferrantino
3 Entropy

## آزمون تودا و یاماماتو[1]

آزمون های علیت گرنجر سنتی در زمانی که بین متغیرها رابطه هم انباشتگی برقرار باشد معتبر نیستند. برای رفع این مشکل تودا و یاماماتو در سال ۱۹۹۵، روشی ساده برای آزمون علیت میان متغیرها معرفی نمودند که بر مبنای تخمین یک الگوی خودرگرسیو برداری[2] ( VAR) تعدیل شده استوار است. در این روش ابتدا با برآورد مدل VAR میان دو متغیر، وقفه بهینه مدل (k) بر اساس ضابطه‌های مختلف تعیین می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد[3] حداکثر درجه هم‌انباشتگی[4] میان متغیرها (d) تعیین می‌شود. در صورتی که $K \geq d$ باشد دوباره یک مدل VAR با وقفه $k + d$ تخمین زده می‌شود. به طور مثال اگر $k + d=2$ باشد، برای دو متغیر $x_{1t}$ و $x_{2t}$ خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۱۶)$$

که در آن $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$، بردار اجزای اخلال و از نوع اغتشاش سفید[5] است. به طور مثال اگر فرضیه $\alpha_{12}^{(1)}=\alpha_{12}^{(2)}=0$ رد شود می توان نتیجه گرفت که $x_2$ علیت $x_1$ است. آماره مورد استفاده برای آزمون، والد[6] است که توزیع $\chi 2$ مجانبی[7] با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت های صفر دارد (آرمن و همکاران، ۱۳۸۸).

## الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده[8]

الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) به منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرها ارایه شده است مهم‌ترین مزیت روش ARDL، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها صرف نظر از ایستائی[9] و عدم‌ایستائی آن‌هاست. همچنین در این روش علاوه بر امکان محاسبه‌ی روابط بلند مدت بین متغیرها ، امکان محاسبه‌ی روابط پویا و کوتاه مدت وجود دارد.

یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به طور کلی به صورت $\mathbf{ARDL(p_1, q_1, q_2, \dots, q_k)}$ نشان داده می شود. به طور مشخص اگر $Y_t$، متغیر وابسته و $X_t$، متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL، به صورت ذیل خواهد بود:

$$(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L, q_i) X_{i,t} + U_t \qquad (۱۷)$$

این معادله رابطه ی پویای بین متغیرها را نشان می دهد، به طوری که در آن:

$$(L, q_i) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_p L^p \qquad (۱۸)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \cdots + \beta_{iq} L^q \qquad (۱۹)$$

$\alpha_0$ مقدار ثابت، L عملگر وقفه، p تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته $(Y_t)$ و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل $(X_{i,t})$ است. برای تعیین وقفه بهینه معمولا از ضابطه شوارتز استفاده می‌شود. مدل پویا در سه حالت بدون عرض از مبدا و متغیر روند، با عرض از مبدا و بدون متغیر روند و با عرض از مبدا و متغیر روند قابل‌برآورد است.

در روش ARDL، با تصریح رگرسیون زیر و بکارگیری آزمون F وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \theta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \epsilon_t \qquad (۲۰)$$

---

1 Toda and Yamamoto
2 Vector Autoregressive
3 Unit Root Test
4 Cointegration
5 White Noise
6 Wald
7 Asymptotic
8 Auto Regression Distributed Lag
9 Stationarity

در این رابطه i، وقفه‌ی متغیر توضیحی mام، j وقفه‌ی متغیر وابسته، n تعداد متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌ی متغیرهای مستقل است. دراین آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهاست که به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_m = 0 \quad (۲۱)$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots \neq \delta_m \neq 0 \quad (۲۲)$$

در صورتی که آماره F بالاتر از مقدار محاسباتی پسران (۲۰۰۱) باشد، رابطه بلندمدت تائید گشته و حداقل رابطه علی یک‌طرفه میان متغیرها وجود دارد. برای بررسی جهت علیت مدل تصحیح خطا[1] به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta Y_t = \emptyset + \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j \, \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \gamma ECM_{t-1} + u_t$$

که در آن $ECM_{t-1}$ بیانگر جز اخلال است که از رابطه هم‌انباشتگی بدست آمده است (تشکینی، ۱۳۸۴).

با آزمون فرضیه $\beta_{m,i} = 0$ به‌وسیله آماره t و آزمون فرضیه $\beta_{m,i} = \gamma = 0$ به‌وسیله آماره والد در مورد وجود رابطه علی بلندمدت و با آزمون فرضیه $\beta_{m,i} = 0$ به‌وسیله آزمون والد در مورد رابطه کوتاه‌مدت قضاوت می‌شود. رد فرضیه صفر در هر سه مورد نشان‌گر وجود رابطه علی خواهد بود. (آرمن و همکاران، ۱۳۸۷).

## نتایج و بحث

در این مطالعه ابتدا ایستائی متغیرها به‌وسیله آزمون ریشه واحد فیلیپس – پرون[2] مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. مشاهده می‌گردد که هر سه شاص تنوع صادرات (LENT، LH و LF) در سطح ایستا هستند. لیکن متغیر LAV با یک درجه تفاضل‌گیری در سطح یک درصد ایستا می‌گردد. با توجه به این نتایج اولا نمی‌توان از آزمون‌های علیت سنتی مانند آزمون استاندارد گرنجر[3]، هشیائو[4] و سیمز[5] استفاده نمود زیرا زمانی این آزمون‌ها قابل‌کاربرد هستند که متغیرها در سطح ایستا باشند. ثانیا، آزمون های سنتی هم‌انباشتگی مانند آزمون یوهانسن و انگل – گرنجر قابل استفاده نیست زیرا انجام این آزمون‌ها مستلزم آن است که متغیرها با یک درجه ایستا باشند. به این دلایل، در این مطالعه از دو رهیافت تودا –یوماماتو و ARDL استفاده گردید که با وجود عدم‌ایستائی و عدم تساوی درجه ایستائی متغیرها قابل کاربرد هستند.

**جدول (۲) آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون**

| | سطح | | تفاضل اول | |
|---|---|---|---|---|
| نام متغیر | با عرض از مبدا | با عرض از مبدا و روند | با عرض از مبدا | با عرض از مبدا و روند |
| LAV | -۰/۰۶ | -۱/۷۶ | -۵/۰۶*** | -۴/۹۴*** |
| LENT | -۳/۹۵*** | -۴/۲۳** | -۱۲/۳۴*** | -۱۴/۰۰*** |
| LH | -۶/۵۰*** | -۸/۵۳*** | -۸/۸۳*** | -۷/۹۳*** |
| LF | -۵/۱۸*** | -۵/۰۷*** | -۲۵/۱۷*** | -۲۵/۲۶*** |

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

1 Error Correction Model
2 Phillips - Perron
3 Granger
4 Hsiao
5 Sims

برای انجام آزمون علیت تودا و یوماماتو ابتدا سه مدل VAR بین متغیر ارزش افزوده و سه شاخص تنوع صادرت برآورد گردید و با استفاده از معیارهای نسبت درستنمائی[1] ( LR) ، خطای نهائی پیش‌بینی[2] (FPE)، آکائیک[3] (AIC)، شوارز[4] (SC) و حنان – کوئین[5] (HQ) وقفه بهینه مدل VAR و با جمع این عدد با حداکثر درجه هم‌انباشتگی (یک) وقفه مناسب برای آزمون علیت تودا و یوماماتو انتخاب می‌گردد.[6] با بکارگیری هر سه شاخص تنوع سازی و آماره والد مشخص می‌شود که یک رابطه علی از متنوع‌سازی صادرات به سمت رشد بخش کشاورزی وجود دارد. هر چند به وسیله شاخص انتروپی (LENT) وجود رابطه علی از رشد به سمت تنوع صادرات تائید نمی‌گردد لیکن با استفاده از دو شاخص دیگر (هیرشمن و فرانتینو) مشخص می‌گردد که رشد بخش کشاورزی نیز می‌تواند موجب متنوع سازی صاردات گردد (جدول ۳).

**جدول (۳) نتایج آزمون تودا و یوماماتو**

| متغیر وابسته | متغیر توضیحی | وقفه بهینه | آماره والد | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| LAV | LENT | ۳ | ۲۶/۷۲*** | علیت از تنوع صادرات به سمت رشد |
| LENT | LAV | ۳ | ۰/۷۰ | علیت تائید نمی‌شود |
| LAV | LH | ۳ | ۱۸/۲۷*** | علیت از تنوع صادرات به سمت رشد |
| LH | LAV | ۳ | ۶/۱۵* | علیت از رشد به سمت تنوع صادرات |
| LAV | LF | ۲ | ۱۳/۱۹*** | علیت از تنوع صادرات به سمت رشد |
| LF | LAV | ۲ | ۸۷۸/۱۸*** | علیت از رشد به سمت تنوع صادرات |

*** و * به ترتیب معنی دار در سطح ۱ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بکارگیری رهیافت ARDL ابتدا رابطه پویای میان متغیرهای ارزش افزوده و شاخص تنوع صادرات جهت انتخاب وقفه بهینه و مدل مناسب برای آزمون بلندمدت برآورد گردید. با توجه به این که بر اساس رهیافت ARDL رابطه بلندمدت در سه حالت بدون عرض از مبدا و روند، با عرض از مبدا و بدون روند و با عرض از مبدا و روند قابل آزمون است، در این مرحله با استفاده از آزمون t معناداری عرض از مبدا، متغیر روند مورد آزمون قرار گرفت. در صورتی که عرض از مبدا و متغیر روند معنادار نباشد حالت اول، درصورتی که تنها عرض از مبدا معنادار باشد، حالت دوم و در صورتی که هم عرض از مبدا و هم متغیر روند معنادار باشد، حالت سوم انتخاب می‌گردد. همچنین با توجه به مشاهده داده پرت برای شاخص‌های متنوع سازی در سال ۱۳۷۳، یک متغیر مجازی برای این سال وارد مدل شد. در صورتی که آزمون t معناداری متغیر مجازی را تائید نماید این متغیر در مدل می‌ماند و در غیر این صورت حذف می‌گردد. جدول (۴) نتایج انتخاب وقفه بهینه و انتخاب مدل مناسب به وسیله برآورد مدل پویا را نشان می‌دهد.

1 Likelihood Rate
2 Final Prediction Error
3 Akaike
4 Schwarz
5 Hannan – Quinn

در مرحله بعد با استفاده از رهیافت ARDL رابطه هم‌انباشتگی (بلندمدت) بین دو متغیر مورد آزمون قرار گرفته که در ستون آخر جدول (۴) نتایج نشان داده شده است. مشاهده می‌گردد زمانی که ارزش افزوده به عنوان متغیر وابسته و شاخص‌های متنوع‌سازی صادرات به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته می‌شوند، آماره F بالاتر از مقدار بحرانی بوده و رابطه بلندمدت در هر سه حالت با قدرت در سطح یک درصد تائید می‌گردد. زمانی که متغیرهای LENT و LH به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شوند، معیار شوارز وقفه صفر را به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌نماید که این به معنی عدم‌وجود رابطه هم‌انباشتگی می باشد. لیکن زمانی که شاخص فرانتینو (LF) به عنوان متغیر وابسته و ارزش افزوده متغیر توضیحی است، رابطه بلندمدت در سطح یک درصد تائید می‌گردد.

**جدول (۴) آزمون رابطه بلندمدت میان متغیرها بر اساس رهیافت ARDL**

| متغیر وابسته | متغیر توضیحی | وقفه بهینه | مدل مناسب | آماره F |
|---|---|---|---|---|
| LAV | LANT | ARDL (2,2) | بدون عرض از مبدا و روند | ۱۲/۹۱*** |
| LANT | LAV | ARDL (0,1) | با عرض از مبدا و روند و متغیر مجازی | ... |
| LAV | LH | ARDL (1,2) | با عرض از مبدا و روند | ۶/۳۶* |
| LH | LAV | ARDL (0,1) | با عرض از مبدا و روند و متغیر مجازی | ... |
| LAV | LF | ARDL (1,0) | با عرض از مبدا | ۴/۸۴* |
| LF | LAV | ARDL (1,0) | بدون عرض از مبدا و روند | ۵/۵۷** |

*** و ** و * به ترتیب تایید رابطه بلندمدت به ترتیب در سطح ۱ و ۵ و ۱۰درصد

منبع: یافته های تحقیق

**جدول ۵- آزمون روابط علی بلندمدت و کوتاه مدت میان رشد و تنوع صادرات با استفاده از مدل تصحیح خطا**

| متغیر وابسته | متغیر توضیحی | مقدار ضریب $ECT_{T-1}$ | مقدار آماره والد برای آزمون علیت کوتاه مدت | علیت بلندمدت | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | | مقدار آماره t برای ضریب $ECT_{T-1}$ | مقدار آماره والد برای آزمون معنی داری توام ضریب $ECT_{T-1}$ و ضرایب وقفه های متغیر مستقل |
| LAV | LENT | -۰/۰۲ | ۲۷/۶۰*** | ۵/۴۲*** | ۶۳/۱۴*** |
| LANT | LAV | -۰/۲۶ | ۲۳/۶۰*** | -۲/۶۱** | ۲۸/۸۵*** |
| LAV | LF | -۰/۱۶ | ۶/۵۳** | -۲/۵۷** | ۶/۶۶** |
| LF | LAV | -۰/۰۶ | ۲۷/۶۶*** | -۱۱/۵۷*** | ۵۷۶/۸۲*** |

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

با تایید رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر می‌توان با تخمین مدل تصحیح خطا (ECM) به بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت پرداخت. ضرایب تصحیح خطا و نتایج آزمون های t و والد جهت بررسی روابط علی کوتاه مدت و بلندمدت در جدول (۵) نمایش داده شده است. در صورتی که فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه علی (بلندمدت یا کوتاه‌مدت) رد گردد، می توان نتیجه گرفت که علیت از متغیر توضیحی به سمت متغیر وابسته وجود دارد. همان‌طور که مشاهده می گردد آزمون های والد و t به اتفاق

نشان می‌دهند که در سطح یک درصد یک رابطه بلندمدت از متنوع سازی صادرات به سمت ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. به عبارت دیگر، در بلندمدت متنوع سازی صادرات موجب رشد بخش کشاورزی می‌گردد. با توجه به معناداری توام ضرایب با وقفه متغیرهای تنوع صادرات در مدل تصحیح خطا، چنین رابطه‌ای در کوتاه مدت نیز تائید می‌گردد. بکارگیری شاخص فرانتینو نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد بخش کشاورزی می‌تواند موجب بهبود تنوع صادرات گردد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه سعی شد ارتباط علی بررسی روابط علی بین رشد و متنوع‌سازی صادرات برای بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۳۶۰-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور برای بررسی از دو رهیافت علیت تودا و یاماماتو و ARDL. و از سه شاخص اندازه‌گیری تنوع (انتروپی، هیرشمن و فرانتینو) استفاده گردید. نتایج بررسی با هر دو رهیافت و با هر سه شاخص با قدرت تائید می‌کنند که ایجاد تنوع صادرت در بخش کشاورزی می‌تواند رشد این بخش را تحت تاثیر قرار دهد. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا این رابطه را حتی درکوتاه‌مدت نیز تائید می‌کنند. بر مبنای ادبیات نظری و تجربی موجود می‌توان گفت این تاثیر احتمالا مثبت است. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای ایجاد تنوع هر چه بیشتر در صادرات محصولات کشاورزی اهتمام جدی صورت گیرد تا بدین‌وسیله هم ثبات بیشتری در درآمدهای ارزی حاصل شود و هم بخش کشاورزی ایران رشد سریع‌تری را تجربه نماید. از سوی دیگر، نتایج این مطالعه بیشتر بر وجود رابطه علی از رشد بخش کشاورزی به سمت تنوع صادرات تاکید می‌کند. با توجه به این‌که بر مبنای تئوریک این ارتباط از کانال تنوع تولید برقرار می‌شود، پیشنهاد می‌گردد با ایجاد تنوع در تولید محصولات کشاورزی زمینه برای متنوع‌سازی صادرات فراهم گردد. همچنین نتایج این مطالعه می‌تواند حاکی از آن باشد که رشد بخش کشاورزی نیز می‌تواند باعث ایجاد تنوع در صادرات این بخش گردد. بنابراین با ارتقای رشد بخش کشاورزی از طریق سیاست‌های مناسب، به ویژه تولید محصولات متنوع می‌توان زمینه برای ایجاد تنوع در صادرات فراهم نمود.

## منابع

آذربایجانی ک. و م. راکی و ه. رنجبر (۱۳۹۰) تاثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلوئی در کشورهای گروه دی‌هشت)، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱(۳): ۱۶۵-۲۰۱.

آرمن ع. و ا. تبعه‌یزدی و ف. حسین‌پور (۱۳۸۷) مثلث توسعه مالی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی در ایران، *اقتصاد مقداری*، ۵(۳): ۱۰۷ – ۱۳۵.

آماده ح. و م. قاضی و ز. عباسی فر ( ۱۳۸۸) بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش های مختلف اقتصاد ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶: ۱- ۳۸.

اسلاملوییان ک. و ع.خدادادی (۱۳۸۳) تاثیر تنوع‌سازی صادرات کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلند مدت رابطه مبادله در ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۲: ۱۸۳- ۲۲۴.

تقی‌پور ا. و ا. موسوی آزاد کسمایی(۱۳۸۰) تحلیلی بر متنوع‌سازی صادرات و تاثیر آن بر افزایش درآمدهای ارزی غیر نفتی، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۸: ۱۰۹-۱۴۴.

تشکینی ا (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به روش Microfit، چاپ اول، موسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.

سلامی، ح. و ا. پیش‌بهار (۱۳۸۰) تغییرات الگوی مزیت نسبی محصولات کشاورزی در ایران: تحلیلی کاربردی با استفاده از شاخص‌های مزیت نسبی آشکارشده، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*،شماره ۳۴: ۳۷-۹۹.

طیبی ک. و م. عمادزاده و ا. شیخ بهائی (۱۳۸۷) تأثیر تجارت خارجی و سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، *تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱): ۸۵-۱۰۶.

یاوری ک. و ح. اشرف‌زاده و خ. احمدزاده (۱۳۸۹) متنوع سازی صادرات و بهره‌وری در صنایع کشور، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۳):۵۳-۷۳.

Affendy A.M and Y.L. Sim and A.k. Bakeri (2010) Export Diversification and Economics Growth in Malaysia, *MPRA Paper*, 20588.

Agosin M.R (2007) Export Diversification and Growth in Emerging Economies, RePEC. Working Papers from University of Chile, Department of Economics.

FAO, 2005, Website FAO, available at online: http://fao.org.

Ferrantino M. and S.A. Pines (1997) Export Diversification and Structural Dynamics in the Growth Process: the Case of Chile, *Journal of Development Economics*, Vol. 52: 375-391.

Funke M. and R. Ruhwedel (2000) Product Variety and Economic growth Empirical Evidence for the OECD countries*, IMF Staff Papers*, 2(48).

Levin A and L.k. Raut (1997) Complementarities between Exports and Human Capital in Economic Growth: Evidence from the Semi-industrialized Countries, *Economic Development and Cultural Change*, 1(44): 155-174.

# The Study of Casual Relationship between Export Diverdivisification and Agricultural Added Value

**Mohsen Salehi Komroodi[1], Hashem Mahmoodi[2] and Javad Hosseinzad[3]**

## Abstract

The new growth theory has been claimed that exports cause economic growth. On the other hand, Agricultural export diversification can consider a suitable way to reduce dependence on oil revenues and avoid the harmful effects of oil price fluctuations on the national economy. On theory base, agricultural growth can cause export diversification. Therefore, in this study, it tried to investigation of long-term and short-term relationship between agricultural growth and agricultural export diversification. Hereby, it was used Toda and Yamamoto causality test for examination of long run causal relationship and the three indices were used to measure of diversity export: entropy, Ferrantino and Hirschman. Also after confirming the cointegration relationship between variables by using the approach ARDL, with an estimation of error correction model and using t and wald test, it was delaminated causal relationships between variables. The results strongly emphasize that an export diversification can cause agricultural growth. Therefore, it suggests that though export diversification, increase agricultural growth and stability of foreign exchange earnings. Also, results may suggest that agricultural growth cause export diversification. Thus, the promotion of agricultural growth through different policy, especially more diverse field of products, can provide export condition for agricultural export diversification.

**JEL Classification: Q17**

**Keywords: Agricultural Sector, Export Diversification, Ferrantino, Growth, Toda and Yamamoto Test**

1 MSc student in Agriculture Economics, Tabriz University – salehi205@gmail.com
2 MSc student in Agriculture Economics, Tabriz University
3 Assistance Pro in Agriculture Economics, Agriculture Economics Department, Tabriz University