مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۳۴ و ۳۵، ص. ۴۹-۷۸.

رشداقتصادی،الزامات سیاستی و ثبات سیاستهای اقتصادی: مطالعه‌ای براساس شاخصهای کلان اقتصادی گروه کشورهای منتخب

نویسندگان: دکتر مهدی عسلی●
دکتر عباس ولدخانی✺
دکتر یدالله ابراهیمی فر✷

چکیده

هدف این مقاله، شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر در رشد اقتصادی در دو گروه از کشورهای با درآمد متوسط پایین[1] (LMI) و کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[2] (OECD) با استفاده از تلفیق آمارهای سری زمانی و مقطعی[3] برای کشورهای مختلف می‌باشد. در این خصوص، ابتدا با توجه به مبانی نظری و ادبیات موضوع، شش عامل نرخ تورم، رشد سرمایه‌گذاری خصوصی، نرخ رشد سرمایه‌گذاری دولت، درجه باز بودن اقتصاد و سهم مخارج مصرفی دولت از تولید ناخالص داخلی، که به اعتقاد اقتصاددانان می‌توانند به عنوان متغیرهای توضیحی، نقش تعیین کننده‌ای در رشد اقتصادی داشته باشند، وارد معادله رشد شده‌اند. در مرحله بعد، با توجه به محدودیتهای آماری، ۱۷ کشور از

●مدیر کل دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه
✺کارشناس دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه
✷کارشناس دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه

1. Lower Middle Income Countries
2. Organisation for Economic Coorporation and Development
3. Pooling Time Series and Cross-Sectional Data

گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین و ۱۴ کشور از گروه کشورهای او.ای.سی.دی. انتخاب شده‌اند. سپس آمار سری زمانی سالانه برای متغیرهای مورد مطالعه از سال ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۶ برای گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین و از سال ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۵ برای گروه کشورهای او.ای.سی.دی، از نرم‌افزار کامپیوتری شاخصهای توسعه جهانی[1] استخراج شده است. در ادامه، با استفاده از مدلهای پانل دیتا، تحت فرضیات اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی، به تخمین توابع رشد اقتصادی برای هر یک از گروههای دوگانه فوق پرداخته‌ایم. نتایج تجربی اقتصادسنجی به‌دست آمده، نشان می‌دهد که افزایش سهم مخارج مصرفی دولت از تولید ناخالص داخلی در هر دو گروه کشورها، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. از سوی دیگر، مطابق نتایج به دست آمده، رابطه مستقیم معناداری بین نرخ رشد صادرات و نرخ رشد اقتصادی در بین هر دو گروه کشورها قابل مشاهده است. نکته مهم دیگر، اثر تورم به روی رشد اقتصادی می‌باشد. مطابق نتایج به دست آمده، هنگامی که نرخ تورم در سطح پایینی قرار دارد (نرخهای یک رقمی) تورم اثر معناداری بر رشد ندارد، در حالی که وقتی نرخهای تورم در کشورها بالاست، افزایش آن موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. از نتایج دیگر این مطالعه، این است که اگرچه نرخ رشد سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین هر دو اثر مثبتی بر رشد دارند، اما اثر سرمایه‌گذاریهای بخش خصوصی در مقایسه با سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد بیشتر است. در خاتمه این مقاله نیز در دوره زمانی مشابه مورد استفاده در تخمین معادله رشد گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین، یعنی ۱۹۸۰-۱۹۹۶ (۱۳۵۹-۱۳۷۵) یک معادله جداگانه برای رشد اقتصادی ایران تخمین زده شده است که صادق بوده و نتایج مربوط به گروه کشورهای با درآمد متوسط پایین را در مورد ایران تأیید می‌کند. یعنی در ایران نیز افزایش تورم و سهم مصرف دولت اثر منفی به روی رشد دارند و همچنین اثر مثبت سرمایه گذاری بخش خصوصی بر رشد بیشتر از اثر مثبت سرمایه‌گذاری دولتی است.

ادبیات موضوع و مبانی نظری

اقتصاددانان رشد اقتصادی را متأثر از عوامل مختلفی می‌دانند. از یک سو اقتصاددانانی نظیر بگواتی (Bhagwati, 1978)، گروگر (Krueger, 1978) و لیتل وسایرین (Little et al.1970) به‌نقش صادرات و تجارت آزاد تأکید می‌کنند. پیرامون همین نظرات عده‌ای از اقتصاددانان همانند بلاسا (Balassa, 1978)، فدر (Feder, 1982)، کاووسی (Kavoussi, 1984)، کورمندی و میگور (Kormendi & Meguire, 1985) و تیلور (Tylor, 1981) با استفاده از مطالعات اقتصادسنجی و آمارهای کشورهای مختلف دریافته‌اند که رابطه معنی داری بین رشد اقتصادی و رشد صادرات وجود دارد.

1. World Development Indicators, 1998.

چاو (Chow, 1987)نیز با استفاده از روش شناسی آزمون علیت گرنجر[1] بدین نتیجه می رسد که رشد صادرات موجب رشد اقتصادی است. دارات (Darrat, 1986) و گوپتا (Gupta, 1983)نیز با مطالعه رشد اقتصادی و صادرات در برخی از کشورهای در حال توسعه به این نتیجه می رسند که این دو متغیر به طور متقابل و مثبت یکدیگر را تحت تأثیر قرار می دهند. همچنین بهمن اسکویی و آلس (Bahmani-Oskooee & Alse, 1993) در مورد کشورهای در حال توسعه و افکسنتیو و سرلیتز (Afxentiou & Serletis, 1991) در مورد کشورهای پیشرفته، مدلهای تصحیح خطای برداری را به کار می برند و به طور قاطع نتیجه می گیرند که صادرات می تواند به عنوان موتور رشد اقتصادی تلقی شود. بنابراین با توجه به مباحث فوق دو متغیر رشد صادرات واقعی کالا و خدمات و شاخص باز بودن اقتصاد که به صورت نسبت مجموع نسبت مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی تعریف می شود در معادله رشد برای انجام آزمون معنی دار بودن آنها وارد معادله رشد وارد می شوند.

از سوی دیگر در تئوریهای سنتی اقتصادی رشد سرمایه گذاری به عنوان عامل مؤثر دیگری است که می تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. اما در این مطالعه برای اینکه بین اثر رشد سرمایه گذاری خصوصی و رشد سرمایه گذاری دولتی بر روی رشد اقتصادی تمایز قایل شویم دو متغیر فوق به طور جداگانه در معادله رشد گروه اول کشورها تصریح می گردند تا با توجه به ضریب هر یک در مورد تفاوت اثرگذاری سرمایه گذاری خصوصی و سرمایه گذاری دولتی بر روی رشد اقتصادی بتوانیم آزمونها ونتیجه گیریهای لازم را انجام دهیم.

متغیر دیگری که در معادله رشد داده شده است نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی می باشد. در ادبیات اقتصادی معاصر همواره توصیه خبرگان اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته و حتی سازمانهای جهانی نظیر صندوق بین المللی پول، تشویق و ترغیب سیاستهای خصوصی سازی به منظور افزایش کارایی واحدهای اقتصادی و به تبع آن افزایش رشد اقتصادی بوده است. اوکان (Okun, 1975, p.91) دولت را موجب اتلاف منابع کمیاب اقتصادی و به صورت یک سطل سوراخ[2] تعبیر می کند. در همین خصوص هر دوی لاندیو

1. Granger Causality Test
2. Leaky Bucket

(Landau, 1986, p.68) و برو و سالایی -مارتین (Barro and Sala,-i-Martin, 1995, p.434) تقریباً به این نتیجه می‌رسند که افزایش مخارج مصرفی دولت (به استثنای مخارج نظامی و آموزشی) موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. در مقابل رام (Ram, 1986) بحث می‌کند که اندازه دولت به خاطر ایجاد اثرات مثبت بیرونی[1] روی عملکرد اقتصادی واحدهای مختلف می‌تواند موجب افزایش رشد گردد. کاستلز و دوریک (Castles and Dowrick,1990, p.173) نیز با انجام مطالعات تجربی خود به این نتیجه می‌رسند که مخارج دولت ممکن است در برخی از زمینه‌های اجتماعی رشد را افزایش دهد. فدر (Feder, 1982) و رام (Ram, 1986) در مطالعات نظری و تجربی خود به دو سؤال مهم پاسخ داده‌اند. اولاً آیا حجم و اندازه دولت اثر مثبت بر روی رشد اقتصادی دارد؟ ثانیاً آیا بهره‌وری نهایی در بخش دولتی کمتر از بهره‌وری نهایی خصوصی است؟ دوسل و ولدخانی (Doessel & Valadkhani) روش شناسی فدرو رام را در مورد ایران به کار بستند و به این نتیجه کلی رسیدند که اگرچه اندازه دولت در مجموع اثر مثبتی بر روی رشد اقتصادی داشته است به طوری که ۱۰ درصد افزایش مخارج دولت (به شرطی که منابع آن از بخش خصوصی به دست نیامده باشد) موجب ۳/۴ درصد رشد بخش خصوصی می‌گردد، امابهره‌وری بخش دولت کمتر از بهره‌وری نهایی بخش خصوصی بوده است.

بنابراین در این مطالعه برای آزمون اثر متغیر حجم و اندازه دولت به روی رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، متغیر نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص ملی به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل رگرسیونی ما وارد می‌شود. متغیر دیگری که وارد تابع رشد اقتصادی می‌شود نرخ تورم است. انتظار بر این است که وقتی نرخ تورم یک رقمی باشد اثر تورم بر رشد معنی‌دار نباشد اما وقتی نرخهای تورم دو رقمی و بسیار بالا باشند، رشد اقتصادی به واسطه اثرات سویی که تورم به روی ساختار اقتصادی - اجتماعی کشورها دارد، محدود می‌گردد. با توجه به مطالب فوق ساختار مدل تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در این مطالعه به صورت زیر خواهد بود:

1. Positive Externality Effects

$$\Delta Ln\ (GNP_t) = \alpha + \beta_1 \Delta Ln(CPI_t) + \beta 2 \Delta Ln(EX_t) + \beta_3 \Delta Ln(I_{pt}) + \beta_4 \Delta Ln(I_{gt}) + \beta_5 Ln(OPEN_t) + \beta_6 In\ GS_t + \varepsilon_t$$

به طوری که در آن:

CPI = شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی

GNP = تولید ناخالص ملی واقعی

EX = صادرات واقعی کالاها و خدمات

I_P = سرمایه گذاری واقعی بخش خصوصی

I_G = سرمایه گذاری واقعی بخش دولتی

OPEN = شاخص باز بودن اقتصادکشور $= \frac{\text{مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات}}{\text{تولید ناخالص ملی}}$

GS = نسبت مخارج مصرف دولتی به GNP

برای تخمین معادله رشد ابتدا لازم است که روش شناسی مدلهای پانل دیتا ذیلاً در این مقاله ارائه گردد تا در بخش بعدی آن نتایج و رهنمودهای حاصل از مطالعه مورد بحث قرار گیرند.

مدلهای پانل دیتا[1]

تلفیق آمارهای سری زمانی[2] با آمارهای مقطعی[3] نه تنها می‌تواند اطلاعات سودمندی را برای تخمین مدلهای اقتصادسنجی فراهم آورد بلکه برمبنای نتایج به دست آمده همچنین می‌توان استنباطهای سیاستگذاری درخور توجهی به عمل آورد. این قسمت از مقاله حاضر به طور مختصر به بحث پیرامون برخی از این مدلها که جز مدلهای تک معادله‌ای[4] طبقه‌بندی می‌شود می‌پردازد. بررسی تفصیلی ادبیات موضوع مربوط به پانل دیتا را می‌توان در مادالا (Maddala, 1993)، هسایو (Hsiao, 1986)، دیلمن (Dielman, 1989)، ماتیاس وسیویستر (Matyas & Sevestre, 1986)، راج و بالتاگ (Raj & Baltagi, 1992) و بالتاگ (Baltagi, 1995) یافت.

1. Models for Panel Data
2. Time Series Data
3. Cross-Sectional Data
4. Single Equation Models

ضریب مدلهای پانل دیتا به مدلهای با برشهای مقطعی محض [1] این است که در این مدلها محقق می‌تواند انعطاف پذیری بیشتری در تبیین تفاوتهای رفتاری فردی پدیده‌ها در طول زمان داشته باشد. چارچوب اولیه برای این منظور در معادله (۱) ذیلاً ارائه شده است:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} + u_t \qquad (۱)$$

به طوری که $i=1,2,...,n$ ، $t=1,2,...,T$ است و n تعداد کشورها (مشاهدات مقطعی) و T بیانگر تعداد مشاهدات سری زمانی سالانه است.

به غیر از مبدأ تعداد k متغیر توضیحی در X_{it} وجود دارد. لازم به ذکر است که مدل پانل دیتا فوق از نوع مدلهای متوازن [2] است یعنی برای هر nکشور تعداد T مشاهده سالانه وجود دارد. در این معادله α_i نیز اثر انفرادی یا عرض از مبدأ مختص کشور iام است که فرض می‌شود در طول زمان ثابت بماند. در عمل می‌توان تفاوت بین کشورهای مختلف (یا i معادله مختلف) را در معادله فوق به سه صورت فرض نمود. اول اینکه α_i ها را برای کلیه کشورها (برشهای مقطعی) ثابت فرض نمود (یعنی $\alpha_i = \alpha$).

روش دوم این است که α_i برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه با یکدیگر فرق داشته باشد. رویکرد سوم این است که تفاوت بین کشورها تصادفی بوده و با یک جزء تصادفی مثل U_{it} وارد معادله (۱) شوند با این تفاوت که این جزء به طور مشخص در یک دور واحد در هر زمان وارد معادله رگرسیونی ما می‌شود. این سه روش در ادبیات پانل دیتا به ترتیب به روشهای اثرات مشترک (Common Effects)، اثرات ثابت (Fixed Effects) و اثرات تصادفی (Random Effects) مشهور هستند. ذیلاً روشهای فوق‌الذکر به اختصار مورد بحث قرار می‌گیرند.

اثرات مشترک [3]

همان طور که می‌دانیم یک مدل رگرسیونی را می‌توانیم به سه صورت تخمین بزنیم. روش اول همان مدل معمولی تخمین معادله زیر در شکل سطح [4] است:

1. Pure Cross-Section
2. Balanced Panel Data Model
3. Common Effects
4. Balanced Panel Data Model

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it}. \qquad (۲)$$

روش دوم تخمین معادله فوق با استفاده از nT مشاهده در شکل انحراف از میانگین می‌باشد. یعنی:

$$y_{it} - y_{i.} = \beta' (x_{it} - x_{i.}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i.} , \qquad (۳)$$

و در روش سوم معادلهٔ زیر با استفاده از فقط n مشاهده برای هرکشور (گروه) تخمین زده می‌شود:

$$y_{i.} = \alpha_i + \beta' x_{i.} + \varepsilon_{i.} . \qquad (۴)$$

تمامی اشکال معادلات فوق می‌توانند به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شوند. در فرایند تخمین ما از ماتریسهای مجموع مربعات و ضربهای برداری[1] برای محاسبه ماتریس β استفاده می‌کنیم.

در روش اثرات مشترک با استفاده از $(n \times T)$ مشاهده و روش حداقل مربعات معمولی یک عرض از مبدأ مشترک برای کلیه معادلات مربوط به کشورها (n پدیده‌های مورد مطالعه) در نظر گرفته می‌شود و مطابق این مفروضات تخمین زننده‌های زیر به دست می‌آیند:

$$b^t = [S^t_{xx}]^{-1} S^t_{xy} = [S^w_{xx} + S^b_{xx}]^{-1} [S^w_{xy} + S^b_{xy}]. \qquad (۵)$$

به طوری که:

$$S^t_{xx} = S^w_{xx} + S^b_{xx}.$$

$$S^t_{xy} = S^w_{xy} + S^b_{xy}$$

$$S^w_{xx} = \sum \sum (x_{it} - x_{i.}) (x_{it} - x_{i.})'$$

$$S^b_{xx} = \sum T (x_{i.} - x) (x_{i.} - x)'$$

$$S^w_{xy} = \sum \sum (x_{it} - x_{i.}) (y_{it} - y_{i.}).$$

1. Matrices of Sums of Squares and Cross-Products

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$S^{b}_{xy} = \sum T\ (x_{i.} - x)\ (y_{i.} - y).$$

$$S^{t}_{xx} = \sum \sum (x_{it} - x)\ (x_{it} - x)'$$

$$S^{t}_{xy} = \sum \sum (x_{it} - x)\ (y_{it} - y).$$

$$y_{.t} = \frac{1}{n} \sum y_{it}\ , \qquad \text{و} \qquad x = \frac{\sum \sum x_{it}}{\sum T_i}$$

$$y = \frac{1}{nT} \sum \sum y_{it}\ ,$$

میانگین کلی Y_{it} و X_{it}: $x\ ,\ y$

میانگین گروه (یاکشور) iام: $x_{i.}\ ,\ y_{i.}$

$(x_{it} - x_{i.})$ و $(y_{it} - y_{i.}) = 0$

اندیس b = مجموع مربعات وضربهای‌برداری بین کشورها

اندیس W = مجموع مربعات وضربهای‌برداری درون و در خود هرگروه یاکشور

اندیس t = مجموع مربعات وضربهای‌برداری کل

باتجزیه تخمین زننده‌های حداقل مربعات (یعنی b^t) می توان به دوگروه از تخمین زننده‌های درون‌کشوری (درون‌گروهی یعنی b^w) و بین‌کشوری (بین‌گروهی یعنی b^b) اشاره نمود.

$$b^{w} = [S^{w}_{xx}]^{-1}\ S^{w}_{xy}. \qquad (۶)$$

و

$$b^{b} = [S^{b}_{xx}]^{-1}\ S^{b}_{xy}. \qquad (۷)$$

حال اگر فرض کنیم که:

$$F^{w} = [\ S^{w}_{xx} + \lambda\ S^{b}_{xx}\ ]^{-1}\ S^{w}_{xx} = I - F^{b} \qquad (۸)$$

و

$$F^{b} = [\ S^{w}_{xx} + \lambda\ S^{b}_{xx}\ ]^{-1}\ S^{b}_{xx} \qquad (۹)$$

و

$$S^{b}_{xy} = S^{b}_{xx}\ b^{b}. \qquad (۱۰)$$

و

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$S^{w}_{xy} = S^{w}_{xx}\, b^{w}. \qquad (۱۱)$$

آن‌گاه با استفاده از رابطه‌زیر می‌توانیم نتیجه بگیریم که تخمین زننده‌های OLS یک‌ماتریس متوسط موزون از تخمین زننده‌های درون‌کشوری و بین‌کشوری می‌باشد:

$$b^{t} = F^{w}b^{w} + F^{b}b^{b}\ , \qquad (۱۲)$$

اثرات ثابت[1]

یک روش برای ملحوظ نمودن تفاوتهای بین داده‌های مقطعی در اینجاکشورهای مختلف در مدل، استفاده ازعرض از مبدأهای متفاوت در معادلهٔ (۱) است.[2] بدین‌ترتیب در معادلهٔ (۱) هر عرض از مبدأ (α_i) یک پارامتر مجهولی است که باید تخمین زده شود.

فرض کنید به‌ترتیب Y_i و X_i متغیرهای وابسته و مستقل برای تعداد T مشاهده سری زمانی و n کشور باشد و ε_i نیز یک بردار ستونی ($T \otimes t$) جملات اخلال باشد. حال می‌توان رابطه (۱۳) را به‌صورت زیر نوشت:

$$y_i = i\alpha_i + X_i\beta + \varepsilon_i\ . \qquad (۱۳)$$

به‌طوری که i یک بردار ستونی $(n \otimes 1)$ است که کلیه عناصر آن برابر یک می‌باشد.

اگر رابطهٔ فوق را برای nکشور (برش مقطعی) بسط دهیم آن‌گاه در شکل ماتریسی خواهیم داشت:

$$\begin{matrix} y_1 \\ y_2 \\ \\ y_n \end{matrix} = \begin{matrix} i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & i & \dots & 0 \\ & & & \\ 0 & 0 & \dots & i \end{matrix} \begin{matrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \\ \alpha_n \end{matrix} + \begin{matrix} X_1 \\ X_2 \\ \\ X_n \end{matrix} \beta + \begin{matrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \\ \varepsilon_n \end{matrix} \qquad (۱۴)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Fixed Effects

۲. البته می‌توان فرض نمود که به جای عرض از مبدأ، β (یا شیب) در معادلهٔ (۱) تغییر کند که این مسئله مستلزم‌مفروضاتی مشخص و از نظر محاسباتی بسیار پیچیده است که ما در این مقاله آن را به‌کارنبرده‌ایم. در این زمینه علاقمندان‌می‌توانند به‌کرن ول و اشمیت (Cornwell & Schmidt, 1984) وگرین (Greene, 1995) مراجعه کنند.

و یا

$$y = [d_1 \ d_2 \ldots d_n \ X] \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \varepsilon \qquad (۱۵)$$

به‌طوری که d_i یک متغیر مجازی است که متمایز کننده i امین کشور است و ماتریس D که دارای ابعاد $(nT \otimes n)$ است نیز به‌صورت $D = [d_1 \ d_2 \ldots d_n]$ تعریف می‌شود. حال اگر برای nT ردیف این کار را انجام دهیم معادلهٔ (۱۶) زیر به دست می‌آید.

$$y = D\alpha + X\beta + \varepsilon. \qquad (۱۶)$$

مدل اثرات ثابت به مدل متغیر مجازی حداقل مربعات[1] (LSDV) نیز شهرت دارد زیرا برای تخمین β و α از روش حداقل مربعات یعنی فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$b = [X'M_dX]^{-1} [X'M_dy] . \qquad (۱۷)$$

و

$$a \ [D' \ D]^{-1} \ D' \ (y - Xb). \quad \text{یا} \quad \alpha_i = y_{i.} - b'x_{i.} \qquad (۱۸)$$

به‌طوری که در آن :

$$M_d = I - D \ (D'D)^{-1} \ D'.$$

$$D'D = \begin{matrix} n & . & . & \ldots & . \\ . & n & . & \ldots & . \\ . & . & n & \ldots & . \\ . & . & . & \ldots & n \end{matrix}_{(n\times n)}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

لازم به ذکر است در تخمین معادلهٔ (۱۶) که خود یک رگرسیون چندمتغیره با (n+k) پارامتر است، تعداد k متغیر توضیحی در X و تعداد n ستون در D وجود دارد.

1. Least Squares Dummy Variables

اثرات تصادفی[1]

مدل اثرات تصادفی وقتی یک روش مناسب به شمار می‌رود که ما مطمئن باشیم که تفاوت بین داده‌های مقطعی مختلف در نتیجهٔ انتقال پارامتر یک تابع‌رگرسیون است. اما گاهاً مناسب به نظر می‌رسد که تفاوتهای بین داده‌های مقطعی که از یک جامعه بزرگ آماری استخراج شده (وقتی T بزرگ باشد) خود را در تغییر عرض از مبدأ نشان می‌دهند و دارای یک رفتار کاملاً تصادفی باشند.

مدل کلی اثرات تصادفی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \qquad (۱۹)$$

در این معادله علاوه بر عرض از مبدأ مشترک (α) تعداد Kمتغیر توضیحی وجود دارد. جزء U_i یک جزء اخلال تصادفی است که به i امین معادله اضافه شده و در طول زمان ثابت است. جزء تصادفی U_i دربرگیرنده عواملی است که توسط متغیرهای توضیحی تبیین نمی‌شود و کاملاً تصادفی هستند.

برای استفاده از این روش باید مفروضاتی را به شرح زیر در معادله (۱۹) در نظر گرفت:

$E[\varepsilon_{it}] = E[U_i] = 0$ و

$E[\varepsilon^2_{it}] = \sigma^2\varepsilon$ و

$E[U^2_i] = \sigma^2 u$ و

$E[\varepsilon_{it}, U_j] = 0$ برای کلیه i ، t ، j

$E[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}] = 0$ اگر $t \neq s$ یا $i \neq j$ باشد

$E[U_i U_j] = 0$ اگر $i \neq j$

برای سادگی بحث لازم است که مدل خود را در بلوکهای با T مشاهده برای مشاهده i ، Y_i ، X_i ، U_{il} و ε_i در نظر بگیریم. برای این T مشاهده فرض کنید که:

$W_{it} = \varepsilon_{it} + U_i$ و

$W_i = [W_{i1}, W_{i2}, \ldots, W_{it}]'$

بنابراین خواهیم داشت:

1. Random Effects

$$E\ [W^2_{it}] = \sigma^2\varepsilon + \sigma^2 u$$

$$E\ [W_{it}\ ,\ W_{is}] = \sigma^2 u\ ,\ t \neq s$$

برای T مشاهده و برای i امین کشور فرض کنید که $\Omega = E\ [\ W_i W'_i\ ]$ ، حال با توجه به این فرض، ماتریس Ω به صورت زیر می تواند نوشته شود:

$$\Omega = \begin{matrix} \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_u & \sigma^2_u & \sigma^2_u & \dots & \sigma^2_u \\ \sigma^2_u & \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_u & \sigma^2_u & \dots & \sigma^2_u \\ & & = \sigma^2_\varepsilon I + \sigma^2_u ii' & & \\ \sigma^2_u & \sigma^2_u & \sigma^2_u & & \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_u \end{matrix} \qquad (۲۰)$$

به‌طوری که i یک بردار ستونی (T_{x1}) است که کلیه عناصر آن برابر با واحد می‌باشد. با توجه به اینکه مشاهدات i و j مستقل از یکدیگر هستند بنابراین ماتریس کواریانس جملات اخلال برای کلیهٔ nT مشاهده عبارت است از:

$$V = \begin{matrix} \Omega & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Omega & 0 & \dots & 0 \\ & & & & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Omega \end{matrix} \qquad (۲۱)$$

با توجه به مفروضات فوق برای تخمین معادلهٔ (۱۹) یک راه استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[1] است. بدین منظور ابتدا ما نیاز به $V_2{}^1 = I \otimes \Omega_2{}^1$ داریم. برای این منظور کافی است تا $\Omega_2{}^1$ را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$\Omega^{-1/2} = I - \frac{\theta}{T}\ ii'\ , \qquad (۲۲)$$

به‌طوری که در آن:

$$\theta = 1 - \frac{\sigma\ \varepsilon}{\sqrt{\ T\sigma^2 u + \sigma^2\varepsilon}}$$

1. Generalized Least Square (GLS)

بـرای تـبدیل مـقادیر Y_i و X_i در بـه‌کـارگیری از روش GLS از دو رابـطهٔ زیـر اسـتفاده می‌شود:

$$\Omega_{i2}^{1} Y_i = \begin{matrix} Y_{i1} - \theta Y_i \\ Y_{i2} - \theta Y_i \\ Y_{it} - \theta Y_i \end{matrix} \qquad (۲۳)$$

$$\Omega_{i2}^{1} Y_i = \begin{matrix} X_{i1} - \theta X_i \\ X_{i2} - \theta X_i \\ X_{it} - \theta X_i \end{matrix} \qquad (۲۴)$$

بعد از اینکه‌رگرسیون انحرافات جزئی از میانگین Y_{it} ها به روی انحرافات جـزئی از مـیانگین X_{it} ها تخمین زده شد آن‌گاه می‌توان با استفاده از کل مجموعهٔ آماری تلفیق شده، روش GLS را به‌کار بست.

شایان ذکر است که وقتی $\theta = ۱$ باشد آن‌گاه روش اثرات ثابت با روش GLS مشابهت پیدا می‌کند. توجه داشته باشید θ بیانگر اثری است که اگر $\sigma\varepsilon$ برابر صفر باشند این اثر باقی خواهند ماند. بنابراین وقتی $\theta = ۱$ باشد مدلهای اثرات ثابت و تصادفی غیرقابل تمایز می‌شوند.

تخمین زنندهٔ β در روش GLS یک ماتریس متوسط وزنی از تخمین زننده‌های درون و بین کشوری می‌باشد یعنی:

$$\beta = F^w b^w + (I - F^w) b^b \qquad (۲۵)$$

و یا

$$\beta = (S^w_{xx} + \lambda S^b_{xx})^{-۱} . (S^w_{xx} + \lambda S^b_{xy}) \qquad (۲۶)$$

به‌طوری که :

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$F^w = [\, S^w_{xx} + \lambda\, S^b_{xx} \,]^{-1} \,.\, S^w_{xx} = I - F^b$$

و

$$F^b = [\, S^w_{xx} + \lambda\, S^b_{xx} \,]^{-1}\, S^b_{xx}$$

و

$$\lambda = \frac{\sigma^2\varepsilon}{\sigma^2\varepsilon + T\sigma^2 a} = (1-\theta)^2$$

برای محاسبهٔ λ کافی است که ابتدا با روش LSDV عرض از مبدأهای مختلفی برای n معادله تخمین زده شود و سپس σ^2_a آنها به دست آید و در مرحلهٔ بعدی واریانس جملات اخلال این رگرسیون را یعنی σ^2_ε را به دست آورد.

روش OLS و LSDV دو مورد حدی هستند که به ترتیب در مواقعی که $\lambda = ۱$ و $\lambda = ۰$ است از تخمین زننده GLS (اجزای واریانس) می‌تواند مشتق شود. در ادبیات پانل دیتا بحث می‌شود که به کارگیری روش LSDV در اثر ورود متغیرهای مجازی متعدد منجر به کاهش درجه آزادی مدل می‌شود. اما این بحث فقط زمانی معتبر است که تعداد مشاهدات سری زمانی (یعنی T) کوچک است و حال اگر T بزرگ باشد. آنگاه $\lambda \to ۰$ و تخمین زنندهٔ GLS به تخمین زننده LSDV نزدیک می‌شود.

لازم به ذکر است که هرقدر λ کوچکتر باشد آنگاه عدم کارایی روش حداقل مربعات که نشأت گرفته از عدم وزن‌دهی کارای بین دو تخمین زننده است بیشتر می‌شود. همچنین در مقایسه با روش GLS، روش OLS وزن بیشتری به تغییرات بین کشورها می‌دهد. یعنی به جای اینکه مقداری از تغییرات را به تغییرات تصادفی بین کشورها منتسب کند، تمام تغییرات را به X مرتبط می‌سازد.

به‌طور خلاصه چند حالت حدی را باید در اینجا دانست. اگر $\lambda = ۱$ باشد آنگاه نتایج GLS برابر نتایج OLS خواهد بود. در این حالت $\sigma^2 u = ۰$ است و یک رگرسیون کلاسیک که با روش OLS نیز تخمین زده شود نتیجه یکسانی به دست می‌دهد. اما اگر $\lambda = ۰$ (و یا $\theta = ۱$) باشد آنگاه باید از روش LSDV و مدل اثرات ثابت استفاده کرد. دو حالت دیگر نیز وجود دارد. اول وقتی که $\sigma^2_\varepsilon = ۰$ باشد در این حالت کلیه تغییرات را می‌توان به U_i های مختلف منتسب کرد که در طول زمان ثابت هستند که این همان معادل حالتی است که در مدل اثرات ثابت بحث شد. حال این سؤال مطرح می‌شود که آیا تفاوت کشورها با هم می‌تواند با عرض از مبدأهای متفاوت اما ثابت در طول زمان توجیه شود و یا اینکه این عرض از مبدأها اصولاً تصادفی هستند؟ در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت در این حالت اگر تعداد داده‌های مقطعی زیاد باشد (n خیلی بزرگ) آنگاه باید

روش اثرات ثابت را به کار بست. اما اگر تعداد مشاهدات سری زمانی در هر گروه (یعنی T) به‌طرف بی‌نهایت میل کند آن‌گاه U_i های غیرقابل مشاهده از نظر آماری قابل مشاهده می‌شوند. یعنی در این حالت که مشاهدات سری زمانی خیلی زیاد می‌شود آن‌گاه رابطهٔ (۱۹) را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$y_{it} - \alpha - \beta' x_{it} = u_i - \varepsilon_{it} \qquad (۲۷)$$

در حالت فوق جزء ($U_i - \varepsilon_{it}$) بعد از تخمین $[\alpha, \beta]$ با استفاده از T مشاهدهٔ سری زمانی مربوط به i امین گروه قابل محاسبه خواهد بود. بدین ترتیب میانگین انفرادی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_{i.} - \alpha - \beta' x_{i.} = u_i + \varepsilon_{i.} \qquad (۲۸)$$

مطابق مفروضات قبلی جزء ε_i به‌طرف صفر میل خواهد کرد که این امر جزء U_i را برای ما قابل اندازه‌گیری و مشاهده می‌سازد. به عنوان یک نتیجه می‌توان گفت وقتی آمارهای سری زمانی افزایش یابد دقت در اندازه‌گیری U_i ها و در نتیجه دقت مدل اثرات تصادفی بیشتر می‌شود. از نظر تئوری بحث می‌شود که وقتی $T \to +\infty$ میل کند آن‌گاه اثرات تصادفی U_t ها همان اثرات ثابت خواهند شد.

در انتها باید گفت که در ادبیات مربوط به مدلهای پانل دیتا معمولاً مقایسه روش عرض از مبدأ مشترک و روش عرض از مبدأهای متغیر برای هر معادله (اما ثابت در طول زمان) را با استفاده از آمارهٔ F زیر انجام می‌دهند و مدل برتر را برمبنای انجام آزمون H_0 انتخاب می‌کنند:

$$F\,(n-1,\ nT-n-k) = \frac{(R^2_u - R^2_p)\,/\,(n-1)}{(1-R^2_u)\,/\,(nT-n-k)} \qquad (۲۹)$$

به‌طوری که:

$n =$ تعداد گروهها یا واحدهای مقطعی

$T =$ تعداد مشاهدات سری زمانی

$K =$ تعداد متغیرهای توضیحی

$R^2_u =$ ضریب تبیین در مدل نامقید (اثرات ثابت)

$R^2_p =$ ضریب تبیین در مدل مقید (اثرات مشترک)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فرضیهٔ H_0 برای این آزمون عبارت است:

H_0: کلیه کشورها دارای عرض از مبدأ مشترکی هستند.

همچنین برای پی‌بردن به وجود اثرات تصادفی (U_i) در مدل از آزمون ضریب تکاثری لاگرانژ که توسط بوروش و پگن (Breusch and Pagan, 1980) پیشنهاد شده است استفاده می‌کنند. آمارهٔ LM در این خصوص به صورت زیر تعریف شده است.

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum [\sum e_{it}]^2}{\sum \sum e^2_{it}} - 1 \right]^2 \qquad (۳۰)$$

و

$$= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum (Te_{i.})^2}{\sum \sum e^2_{it}} - 1 \right]^2 \qquad (۳۱)$$

و

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{e'DD'e}{e'e} - 1 \right]^2. \qquad (۳۲)$$

آمارهٔ فوق دارای توزیع X^2 با یک درجهٔ آزادی است و فرضیهٔ H_0 زیر یعنی:

فقدان اثرات تصادفی در مدل پانل دیتا: H_0

را مورد آزمون قرار می‌دهد. اگر آمارهٔ LM محاسبه شدهٔ فوق بیشتر از مقدار بحرانی (مقادیر بحرانی برای سطوح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب برابر ۳/۸۴۲ و ۶/۶۳۵ است) باشد آنگاه فرضیهٔ H_0 رد می‌گردد و این بدان مفهوم است که جزء اخلال تصادفی (U_i) در مدل قابل توجیه است.

نتایج تجربی

برای تخمین معادله رشد برای دو گروه از کشورهای با درآمد متوسط پایین (LMI) و کشورهای "عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی" (OECD) ابتدا لازم است کشورهای هر گروه با توجه به محدودیتهای آماری و ضابطه طبقه‌بندی، مشخص گردد. گروه اول (LIM) کشورهایی را شامل می‌شود که در سال ۱۹۹۶ درآمد سرانه آنها بین ۷۸۰ دلار تا ۳۱۱۵ دلار بوده است. کشورهای

OECD نیز مطابق تعریف بانک جهانی کشورهایی را شامل می‌گردد که در سال ۱۹۹۶ دارای درآمد سرانه‌ای بیش از ۹۶۳۰ دلار بوده‌اند. با توجه به محدودیت برخی از آمارهای سری زمانی برای کشورهای موردبررسی فهرست کشورهای دوگروه فوق در این مطالعه عبارتند از:[۱]

کشورهای با درآمدمتوسط پایین

۱. بلیز	BLZ
۲. کلمبیا	COL
۳. کاستاریکا	CRI
۴. جمهوری دومینیکن	DOM
۵. اکوادور	ECU
۶. السالوادور	SLV
۷. گواتمالا	GTM
۸. اندونزی	IDN
۹. اردن	JOR
۱۰. مراکش	MAR
۱۱. گینه‌جدید	PNG
۱۲. پاراگوئه	PRY
۱۳. فیلیپین	PHL
۱۴. تایلند	THA
۱۵. تونس	TUN
۱۶. ترکیه	TUR
۱۷. ونزوئلا	VEN

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. کلیه اطلاعات و آمارهای مورداستفاده برای هر دوگروه‌کشورهای فوق از مأخذ زیر استخراج شده است:

The World Development Indications, 1998. CD - Rom. Win STARS Version 4.01 Copyright 1998. International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)

۱. استرالیا	AUS
۲. اتریش	AUT
۳. بلژیک	BEL
۴. کانادا	CAN
۵. دانمارک	DNK
۶. فنلاند	FIN
۷. فرانسه	FRA
۸. ایسلند	ISL
۹. ژاپن	JPN
۱۰. جمهوری کره	KOR
۱۱. نیوزلند	NZL
۱۲. نروژ	NOR
۱۳. پرتغال	PRT
۱۴. ایالات‌متحده	USA

با استفاده از سه مدل اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی، معادله رشد برای گروه کشورهای اول (LMI) وگروه کشورهای دوم (OECD) تخمین زده شده است. و نتایج تخمین اقتصادسنجی این مدلها در جدول ۱ ارائه شده است. در فرایند تخمین گروه کشورهای اول از آمار سری زمانی سالانه ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۶ برای هر کشور استفاده شده است و برای هریک از کشورهای گروه کشورهای دوم نیز آمار سری ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۵ به کار گرفته شده است. حال با توجه به احتساب یک سال که در محاسبه نرخ رشد از دست داده می‌شود برای تخمین معادله رشد گروه اول و گروه دوم به ترتیب ۲۸۹ مشاهده و ۱۶۸ مشاهده تلفیقی (سری زمانی و کشوری) استفاده شده است.

جدول ۱ همچنین نتایج تخمین معادله رشد مورد نظر در این مطالعه را برای کشور ایران نشان می‌دهد. برای تخمین این معادله از آمار سری زمانی سالانه دوره مشابه یعنی ۱۳۵۹ (۱۹۸۰) تا ۱۳۷۵ (۱۹۹۶) استفاده شده است. لازم به ذکر است که ایران جزء کشورهای گروه اول طبقه‌بندی می‌شود.

شایان توجه است که مطابق آماره‌های F، LM که به ترتیب در روابط (۲۹) و (۳۲) نحوه محاسبه آنها آمده است، مدل اثرات ثابت در هر دوگروه به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود. به عبارت دیگر تفاوت بین کشورهای مختلف در هرگروه توسط عرض از مبدأهای متفاوت بهتر قابلیت توجیه دارد. به هرحال نتیجه گیریهای به‌عمل آمده، بستگی به نوع مدل انتخاب ندارد و هر سه مدل اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی به‌نتیجه گیریهای یکسانی از نظر علامت پارامترهای تخمین زده شده می‌انجامد.

حال با توجه به نتایج تجربی که در جدول ۱ آمده است می‌توان دستاوردها و رهنمودهای سیاستگذاری حاصله از این مطالعه را به شرح زیر خلاصه نمود:

الف) نرخ تورم درکشورهای گروه اول و منجمله ایران دارای اثر منفی برروی نرخ رشد است. به عبارت دیگر در این گروه ازکشورها که عمدتاً نرخهای تورم دو رقمی است، تورم به عنوان یک عامل بازدارنده رشد اقتصادی به شمار می‌رود در حالی که اول که نرخهای تورم عمدتاً یک رقمی است چنین رابطه معنی‌داری تأیید نمی‌شود. توجه داشته باشید که متغیر نرخ تورم در معادله رشد گروه دوم کشورها به علت بی‌معنی بودن حذف شده است.

ب) درگروه کشورهای OECD نرخهای بالا و با نوسان کم رشد اقتصادی تا اندازه زیادی مدیون باز بودن اقتصاد این کشورها و نرخهای رشد بالای صادرات در این کشورها می‌باشد. درگروه کشورهای با درآمد متوسط پایین و منجمله ایران رابطه معنی‌دار و مثبتی بین رشد صادرات کالا و خدمات و رشد تولید ناخالص ملی واقعی وجود دارد که این خود دستاوردهای تجربی سایر اقتصاددانانی که قبلاً در این زمینه مطالعه کرده‌اند را نیز مجدداً تأیید می‌نماید.

ج) درگروه کشورهای اول، سرمایه گذاری خصوصی و سرمایه گذاری دولتی هر دو دارای اثر مثبت و معنی‌داری روی رشد اقتصادی هستند اما از نظر قدر مطلق اثرگذاری، کشش نرخ رشد سرمایه گذاری خصوصی بیشتر ازکشش نرخ رشد سرمایه گذاری دولتی است. همین نکته می تواند ضرورت سیاستهای خصوصی‌سازی در این کشورها را بیش از پیش آشکار سازد. همچنین مطابق نتایج به دست آمده چنین به نظر می‌رسد که اثر نرخ رشد کل سرمایه گذاری درکشورهای OECD بیشتر از مجموع کششهای نرخ رشد سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی باشد که این بازدهی بیشتر سرمایه گذاری اصولاً پایین بودن ICDR یا نسبت سرمایه به تولید را درکشورهای OECD نسبت به متوسط کشورهای گروه اول نشان می‌دهد.

د) نکته آخر مربوط به متغیر سهم مصرف دولت به کل تولید ناخالص ملی است. همان‌طور که از نتایج مندرج در جدول ۱ ملاحظه می‌شود در هر دوگروه کشورها و منجمله ایران افزایش سهم مخارج مصرفی دولت موجب کاهش رشد اقتصادی شده است. به عبارت دیگر حتی در اقتصاد کشورهای OECD که از درجه بالای توسعه اقتصادی برخوردار هستند، با کاهش این نسبت می توان به نرخهای رشد بالاتری نیز دست یافت. البته باید در ذهن داشت که در این مطالعه تفاوتی بین مخارج مصرفی مختلف دولت مثل مخارج مصرفی نظامی، آموزشی، بهداشتی، خدمات عمومی، امور اقتصادی و ... قایل نشده‌ایم. مطابق نظریات جدید رشد اقتصادی نظیر نظریات رشددورنزا شاید با افزایش هزینه‌های دولت در زمینه‌های آموزش و بهداشت با تشکیل سرمایه‌های انسانی کاراتر بتوان حتی رشد اقتصادی راتسریع نمود. به‌هرحال در این مطالعه مخارج مصرفی دولت به صورت کلی مدنظر است یعنی بخش عمده‌ای از مخارج مصرفی دولت دارای اثر مطلوب و مثبت برروی رشد اقتصادی نیست.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. نتایج اقتصادسنجی پانل دیتا در دوگروه از طبقه‌بندی کشورها

	گروه اول (درآمد متوسط پایین)			گروه دوم (OECD)			
کشش	اثرات مشترک	اثرات ثابت	اثرات تصادفی	اثرات مشترک	اثرات ثابت	اثرات تصادفی	ایران
نرخ تورم	-۰/۰۶۹	-۰/۱۱۵	-۰/۰۶۵	-	-	-	-۰/۱۴۵
	(-۳/۸)	(-۴/۳)	(-۳/۸)				(-۳/۱)
رشد صادرات	۰/۰۹۵	۰/۰۶۴	۰/۰۹۸	۰/۱۶۷	۰/۱۴۱	۰/۱۶۴	۰/۱۱۸
	(۴/۴)	(۲/۹)	(۴/۵)	(۷/۱)	(۵/۵)	(۷/۰)	(۴/۲)
شاخص بازبودن	-	-	-	۰/۰۰۶	۰/۰۲۶	۰/۰۰۸	-
				۱/۸۵)	(۱/۹۰)	(۱/۷۵)	
رشدسرمایه‌گذاری خصوصی	۰/۰۷۸	۰/۰۶۹	۰/۰۸۰	-	-	-	۰/۱۵۷
	(۶/۳)	(۵/۷)	(۶/۴)				(۴/۱)
رشسرمایه‌گذاری‌دولتی	۰/۰۵۶	۰/۰۵۱	۰/۰۵۶	-	-	-	۰/۱۰۰
	(۵/۷)	(۵/۴)	(۵/۸)				(۲/۷)
رشدکل‌سرمایه‌گذاری	-	-	-	۰/۲۰۱	۰/۲۱۵	۰/۲۳۸	-
				(۱۰/۸)	(۱۲/۴)	(۱۴/۹)	
سهم مصرف‌دولت	-۰/۰۱۳	-۰/۰۶۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۲۳	-۰/۰۸۳	-۰/۰۲۸	-۰/۰۲۳
	(-۲/۲)	(-۴/۶)	(-۲/۱)	(-۲/۸)	(-۳/۸)	(-۳/۱)	(-۴/۸)
ضریب‌تبیین R^{-2}	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۹۳
آماره‌دوربین‌واتسون DW	۱/۷۸	۱/۹۳	۱/۷۲	۲/۱۷	۱/۷۲	۱/۷۰	۱/۶۶
آماره F	۲۷/۵	۴۷/۰	-	۱۰۶/۹	۲۱۶/۶	-	۳۹/۱

تذکر: ارقام داخل پرانتز آمار t هستند که همگی حداقل در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند.

نتایج تفصیلی تخمین معادله رشد اقتصادی برای هریک از دوگروه کشورهای موردبررسی با استفاده از سه مدل اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی در جداول ضمیمه ارائه شده است.

جدول ضمیمه ۲. نتایج تخمین معادلهٔ رشد اقتصادی گروه اول کشورها با استفاده از مدل اثرات مشترک

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ضمیمه ۳. نتایج تخمین معادله رشد اقتصادی گروه اول کشورها با استفاده از مدل اثرات ثابت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ضمیمه ۴. نتایج تخمین معادله رشد اقتصادی گروه اول کشورها با استفاده از مدل اثرات تصادفی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ضمیمه ۵. نتایج تخمین معادله رشد اقتصادی گروه دوم کشورها با استفاده از مدل اثرات مشترک

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ضمیمه ۶. نتایج تخمین معادله رشد اقتصادی گروه دوم کشورها با استفاده از مدل اثرات ثابت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ضمیمه ۷. نتایج تخمین معادله رشد اقتصادی گروه دوم کشورها با استفاده از مدل اثرات تصادفی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

Afxentiou,P.C. and Serletis,A. (1991). Exports and GNP Causality in Industrial Countries:1950-1985. *Kyklos.* Vol.44,pp. 176-9.

Bahmani-Oskooee,M. and Alse,J. (1993), Export Growth and Economic Growth: an Application of Cointegration and Error-Correction Modelling. *Journal of Developing Areas.* Vol. 27, pp. 535-42.

Balassa, B. (1978). Exports and Economic Growth: Further Evidence. *Journal of Development Economics.* Vol. 5, pp. 181-9.

Baltagi, B. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data.* NewYork : John Wiley & Sons.

Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X.(1995). *Economic Growth*. New York: MC Graw-Hill.

Bhagwati, J. (1978). *Anatomy and Consequences of Exchange Contorl Regimes*. Cambrige, MA.: Ballinger.

Breusch,T. and A.Pagan. (1980). The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*. 47, pp . 239-54.

Castles , F.G. and Dowrick ,S. (1990). The Impact of Government Spending Levels on Medium Term Economic Growth in the OECD , 1960 - 1985. *Journal of Theoretical Policies.* Vol.2, pp. 173-204.

Chow,P.C.Y. (1987). Causality Between Export Growth and Industrial Development : Empirical Evidence Fron the NICS. *Journal of Development Economics*. Vol.26, pp.55-63.

Cornwel . C . and P. Schmidt. (1984). *Panal Data With Cross - Sectional Variation in Slopes as Well as in Intercept*. Econometrics Workshop Paper No.8404, Michigan Stato University, Department of Economics.

Dielman , T. (1989). *Pooled Cross - Sectional and Time Series Data Analysis.* New York:

Marcel Dekker.

Doessel , D.F. and Valadkhani , A. (1996). *Government and Economic Growth in Iran : Some Empirical Results*. A Discussion Paper , Department of Economics. the University of Queensland , Brisbane.

Feder, G. (1982). On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics.* Vol.12, pp.59-73.

Greene, W. (1995). *LIMDEP, Version 7.0 : User's Mannual.* Bellport, NY : Econometric Software. pp. 234-41 .

_____ . (1997). Econometric Analysis, 3rd. ed. New Jersey: Prentice Hall.

Gupta, S.(1983). Export Growth and Economic Growth Revisited. *Indian Economic Journal*. Vol.32, pp.50-2.

Hsiao , C. (1986). *Analysis of Panel Data.* New York : Cambridge University Press.

Kavoussi, R.M. (1984). Export Expansion and Economic Growth : Further Empirical Evidence. *Journal of Development Economics.* Vol.14. ,pp. 241-50.

Kormendi, R.C. and Meguire,P.G. (1985). Macroeconomic Determinants of Growth: Cross - Country Evidence. *Journal of Monetary Economics* . Vol. 16, pp. 141-63.

Krueger, A.O. (1978). *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequeuces.* Cambridge, MA.: Ballinger.

Landau, D.(1986). Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: an Empirical Study for 1960-1980. *Economic Development and Cultural Change*. Vol . 35, pp.35-75.

Little ,I, Scitorsky, T. and Scott,M. (1970). *Industry and Trade in Some Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press.

Maddala , G . (1993). *The Econometrics of panel Data,* Vols. 1 and 2 . Brookfield , VT :

E. E Elgar.

Matyas, L., and P. Sevestre, (eds.). (1996). *The Econometrics of Panel Data : Handbook of Theory and Applications,* 2nd ed . Dordrecht: Kluwer- Nijoff.

Okun, A.M. (1975). Equality and Efficiency: The Big Trade-off. Washington,DC.: The Brookings Institution.

Raj, B., and B. Baltagi, (eds). (1992). *Panel Data Analysis.* Heidelberg: Physica-Verlag.

Ram , R.(1986). Government Size and Economic Growth : a New Framework and Some Evidence from Cross -Section and Time Series Data. *American Economic Review*. Vol.76, pp.191-203.

Tylor, W.G. (1987). Growth and Export Expansion in Developing Countries. *Journal of Development Economics* . Vol.9, pp.121-30.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1

t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1 t=1

i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1

i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1 i=1

n n n n n n n n n n n n

n n n n n n n n n n n n

T T T T T T T T T T T T

T T T T T T T T T T T T

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی