

## بررسی عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران

### با روش خود توضیح برداری

محمدقلی یوسفی\*

صمد عزیزنژاد\*\*

#### چکیده

در این مقاله با استفاده از روش تجزیه واریانس و خود توضیح برداری تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ تورم و نقش نهادهایی مثل امنیت، حقوق مالکیت، قوانین و مقررات، فساد اداری و امنیت اجتماعی بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی ایران طی سال‌های ۸۳-۱۳۶۳ مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد در حالی که تولید ناخالص داخلی و زیرساخت‌ها تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته‌اند، مهمترین عامل بازدارندگی سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران مربوط به مسائل حقوقی و قضائی، نبودن امنیت سرمایه‌گذاری، حقوق مالکیت و فساد و رانت بوده است.

طبقه‌بندی JEL: E01, E22, E23

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری خصوصی، تولید ناخالص داخلی، تجزیه واریانس، حقوق مالکیت، قوانین و مقررات و امنیت اجتماعی

Email: Mohammadgholi\_Yousefi@yahoo.com

\* . دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی (ره)

Email: saza291@yahoo.com

\*\* . کارشناس ارشد اقتصاد و پژوهشگر مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی

سرمایه‌گذاری نقش مهم و کلیدی در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌نماید مطالعات زیادی ارتباط رشد و توسعه اقتصادی و سرمایه‌گذاری را اثبات نموده‌اند. (Nadikumana, 2000; Hernandez – cate, 2000; Chari Kehoe and MC Gratten, 1997,1999; Ben David, 1998; Barro, 1995; Collier and Gunnis, 1999; Barro and Lee, 1994. Kormendi and Meguire, 1985; Khan and Reinhart, 1990) تجربه کشورهای توسعه یافته نشان می‌دهد که عامل اصلی رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها سرمایه‌گذاری بوده است. (Nurkse, 1953) سرمایه‌گذاری موجب استفاده بهتر و کارآمدتر از منابع می‌گردد. (Richardson, 1960) بعضی از مطالعات نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی تأثیر قوی‌تر و مناسب‌تری بر رشد اقتصادی دارد. (Beddles, 1991; p. 18, Chura, 1997; p. 121, Chura and Hadgimichael, 1994) اما سرمایه‌گذاری نسبت به تغییر و تحول سیاست‌ها بسیار حساس است و سریعاً واکنش نشان می‌دهد (Bleaney, M.F, 1996; Anderson pall and David Gihen, 1995) عوامل زیادی بر سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارند اما تأثیر آن‌ها در همهٔ زمان‌ها و مکان‌ها یکسان نیست. (Easterly and Levine, 2001) سرمایه‌گذاری دولتی معمولاً مستقل از انگیزه کسب سود و درآمد صورت می‌گیرد. در حالی که سرمایه‌گذاری خصوصی تحت انگیزه کسب سود قرار دارد و نسبت به شرایط کلان و نااطمینانی و بی‌ثباتی سیاست‌ها بسیار حساس است در چنین شرایطی جهت جبران کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی ممکن است افزایش یابد. (Aizenmanj and Marian, 1996, p. 21) اما در موارد زیادی عکس این قضیه روی داده است بدین معنی که با افزایش سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش یافته است. لذا عوامل تعیین‌کننده این دو ممکن است ضرورتاً یکسان نباشند. (Easterly, Kremer, Pritchett and Summers, 1993).

تئوری نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری مبتنی بر این نظر است که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثر مثبت می‌گذارد. (Wai and Wong, 1982; Greene and Villanuava, 1999; Fielding, 1997). این فرضیه همچنین به «اثر شتاب» معروف است. به علاوه انتظار می‌رود که رشد سریع اقتصادی موجب **بالارفتن** انتظارات سودآوری مردم و لذا افزایش سرمایه‌گذاری شود. (Duncan et al, 1999) انتظارات سودبری حول محور سطح قیمت‌ها و رقابت‌پذیری در عرصه بین‌المللی می‌چرخد. اگرچه تغییرات گاه و بی‌گاه نرخ ارز در جهت رقابت‌پذیر نمودن صادرات صورت می‌گیرد اما تجربه نشان داده است که چنین تلاش‌هایی به مقصود نمی‌رسد زیرا دستمزدهای واقعی و قیمت کالاهای غیرقابل تجاری از انعطاف‌پذیری لازم برخوردار نیستند. (Serven and Solimano, 1992; Duncan et al, 1999)

به علاوه عوامل بسیار دیگری نیز وجود دارند که بر هزینه تولید اثر می‌گذارند نظیر زیرساخت‌ها، انرژی، برق، حمل و نقل، ارتباطات و غیره (Venables and Limao, 1994; Winters and Martins, 2004) که اغلب از طریق سرمایه‌گذاری بخش دولتی انجام می‌شود و تأثیر مهمی بر بهره‌وری دارند که عامل تعیین کننده رقابت‌پذیری محسوب می‌گردند. (ILO, 1998; Aggarwal, 1998) هزینه سرمایه‌گذاری به عنوان یک عامل مهم و مؤثر در تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. وقتی که هزینه استفاده از سرمایه افزایش یابد یا اعتبارات بانکی گران تمام شود از حجم و میزان سرمایه‌گذاری خصوصی می‌کاهد. (Bljer and Khan, 1984; Greene and Villanueva, 1991) ورود بنگاه‌های خصوصی و انجام سرمایه‌گذاری و توسعه صنایع جدید همچنین بستگی به کیفیت فضای کسب و کار، سیاست‌های درست و زیرساخت‌های سالم دارد. (Collier, 2000; World Bank, 2006) قابلیت پیش‌بینی قانون، درک ذهنی از بی‌ثباتی سیاسی، امنیت فردی و اجتماعی، حقوق مالکیت و قابل پیش‌بینی بودن تصمیمات قضایی و نبودن فساد به عنوان شاخص «قابلیت اعتماد و اطمینان» تأثیر مهم و بسزایی بر سرمایه‌گذاری دارد (Brunetti, Kisunko and Weder, 1996).

بدون شک فضای امن اقتصادی یک عامل کلیدی برای سرمایه‌گذاری خصوصی است. (Dhonte and Kanpur, 1997) بهبود امنیت اقتصادی از طریق کاهش نااطمینانی‌ها موجب افزایش بازده سرمایه‌گذاری می‌شود چارچوب نهادی که اعتماد سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران را جلب کند و امنیت فیزیکی و

حقوقی افراد و سرمایه‌ها را تضمین نماید تأثیر به‌سزایی در سرمایه‌گذاری و فعالیت بخش خصوصی ایفا می‌نماید..(Sachs and Warner, 1996; Easterly and Levin, 1997) سلای مارتین (Sali Martin, 1995,1997; Brunetti, Kisunko and Weder, 1996) بر نقش حاکمیت قانون در افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی تأکید می‌نماید و مورو (Mauro, 1995) نشان می‌دهد که فساد تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. برخی دیگر از صاحب‌نظران تأثیر حقوق و آزادی‌های مدنی را بر سرمایه‌گذاری خصوصی بسیار مؤثر یافته‌اند. (Serven, 1997; Hadjimichael and chura, 1995) هال و جونز<sup>۱</sup> هلمپن<sup>۲</sup> و نان<sup>۳</sup> نیز به این نتیجه رسیده‌اند که عملکرد بلندمدت یک کشور اساساً از طریق نهادها و سیاست دولت تعیین می‌شود. این عوامل فضایی را تعیین می‌کنند که در درون آن فضا افراد و بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند. ایده خلق می‌کنند، به مبادله اطلاعات می‌پردازند و نهایتاً کالا و خدمات تولید می‌کنند. به عبارت دیگر کشورهایی که نهادهای خوب دارند از مزیت نسبی برخوردار می‌گردند. هدف این مقاله بررسی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با کمک تجزیه واریانس است.

براساس گزارش بانک جهانی (۲۰۰۵) در زمینه شاخص فضای کسب و کار موقعیت ایران نامناسب است. ایران در بین ۱۷۵ کشور دنیا رتبه ۱۱۹ را کسب کرده است که بسیار پایین است. براساس همین گزارش شاخص حمایت از سرمایه‌گذاری ایران ۲/۷ از ۱۰ می‌باشد که نه تنها در مقایسه با کشورهای توسعه یافته نظیر امریکا (۸/۳)، انگلیس (۸/۲)، کانادا (۸/۷) در وضعیت پایینی قرار دارد بلکه نسبت به کشورهای در حال توسعه نظیر سنگاپور ۹/۳، هنگ کنگ (۸/۷) و مالزی (۸/۷) نیز پایین‌تر است در حقیقت تنها کشورهای تانزانیا (۲/۰) و افغانستان (۰/۷) هستند که رتبه آن‌ها بعد از ایران قرار دارند.

(World Bank, 2006; Doing Business, Protecting Investors, Washington DC)

براساس همین گزارش موانع اصلی سرمایه‌گذاری و انجام کسب و کار ریشه نهادی دارند. عدم شفافیت در قوانین و مقررات، نبودن امنیت سرمایه‌گذاری، و حقوق مالکیت، فساد و رانت معمولاً به عنوان عوامل بازدارنده سرمایه‌گذاری خصوصی مطرح شده‌اند. اما بی‌توجهی به مسائل نهادی در تحقیقات مربوط به عوامل تعیین‌کننده

1- Hall and Jones(1999)

2- Helpman(2004)

3- Nunn (2005)

سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران باعث شده است که بیشتر مطالعات در شناسایی به عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری نتایج متناقض به دست آورند.

در این مقاله ضمن تأکید بر عوامل نهادی سعی می‌شود عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران مورد کنکاش قرار گیرد.

## ۱. معرفی داده‌ها

آمار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (PI) بر روی ماشین‌آلات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به عنوان متغیر وابسته برای سال‌های ۸۳-۱۳۶۳ استفاده شده است. تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت ۱۳۷۶ (GDP)، میزان سرمایه‌گذاری بخش دولتی به قیمت ثابت (GI)، نرخ تورم (P) برای نشان دادن تأثیر تورم بر سرمایه‌گذاری از یک طرف و استفاده از این متغیر به عنوان متغیر جانشین هزینه سرمایه‌گذاری (پسران ۲۰۰۲) استفاده شده است. برای نشان دادن نقش نهادها از پرونده‌های مختومه دادگاه‌های عمومی و تجدیدنظر در رابطه با موجر و مستأجر، صدور چک بلامحل، تصرف عدوانی و مزاحمت و سرقت جهت نشان دادن مسئله امنیت حقوق مالکیت (OL) استفاده شده است. همچنین برای نشان دادن عدم شفافیت و عدم رعایت و احترام به قوانین و مقررات از پرونده‌های مربوط به رانندگی بدون گواهینامه، تخلفات راهنمایی و رانندگی، امور خلافی و غیره استفاده شده است (LO). همچنین برای نشان دادن تأثیر فساد اداری به عنوان یک عامل مهم بازدارندگی سرمایه‌گذاری از پرونده‌های مربوط به اختلاس، ارتشاء و جعل استفاده شده است (RANT). به علاوه از پرونده‌های مربوط به قتل عمد و غیر عمد، سرقت، ایراد ضرب و جرح و تخریب در جهت بیان میزان ناامنی فردی و اجتماعی مورد استفاده قرار گرفته است (NS). مجموعه این پرونده‌ها نقش نهادها (IN) را به عنوان عامل مهم و تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی نشان می‌دهد.<sup>۴</sup> هم چنین از مخارج مربوط به برق (LL) نیز به عنوان عامل مثبت اثر گذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (به دلیل تقویت زیربنای سرمایه‌گذاری) استفاده شده است. تمام آمارها و داده‌ها مربوط به سال‌های ۸۳-۱۳۶۳ می‌باشد که از مراکز رسمی مخصوصاً حساب‌های ملی، گزارش سالانه و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سالنامه آماری سال‌های مختلف مرکز آمار به دست آمده است.

۴- تحقیق مشابهی توسط Kefer Philip and Stephen Knack, 2002 انجام شده است که نقش نهادهای حقوقی و قضایی و فساد را نشان می‌دهد.

## ۲. روش تحقیق

بسیاری از سری‌های زمانی کلان ممکن است در طول زمان ایستا نبوده و در فرایند مربوط به تحلیل‌های نایستای سری‌های زمانی دارای ریشه واحد باشند.<sup>۵</sup> البته انگل و گرنجر<sup>۶</sup> دریافتند که ممکن است ترکیب خطی دو یا چند متغیر نایستای سری‌های زمانی، ایستا باشد. اگر چنین ترکیب خطی وجود داشته باشد، این سری‌های زمانی هم‌انباشته نامیده می‌شود و ممکن است بیانگر وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها باشد.<sup>۷</sup>

هدف آزمون هم‌انباشتگی تعیین وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بین سری‌ها زمانی نایستا است. وجود رابطه هم‌انباشتگی پایه و اساس آزمون تصحیح خطای برداری (VEC) است. آزمونی که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد، مبتنی بر روش هم‌انباشتگی مورد استفاده توسط جوهانسن<sup>۸</sup> است. برای تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین چند متغیر، روش جوهانسن<sup>۹</sup> در چند سال اخیر به سرعت تبدیل به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری‌های زمانی شده است. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای هم‌انباشتگی<sup>۱۰</sup> (یعنی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. ارتباط موجود بین الگوهای VAR<sup>۱۱</sup> و هم‌انباشتگی، این امکان را فراهم می‌آورد تا به سادگی بردارهای مذکور را از روی ضرایب الگوی خود توضیح برداری به دست آورد. در این حالت چنانچه مرتبه هم‌انباشتگی را با  $p$  نشان دهیم، الگوی مذکور برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهیم داشت<sup>۱۲</sup>:

$$LPI_t = A_1 LPI_{t-1} + \dots + A_p LPI_{t-p} + B_i t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه بالا  $LPI_t$ ،  $k$  بردار نایستا برای متغیرهای هم‌انباشته از درجه  $I(1)$ ،  $i_t$  بردار مشخص از متغیرهای مستقل و  $\varepsilon_t$  بردار خطاها (شوکه‌ها) است. الگوی VAR را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta LPI_t = \prod LPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta LPI_{t-1} + B_i t + \varepsilon_t \quad (2)$$

5. Unit Root.

6. Engle and Granger, 1987.

7. Green, 2002, p 615-616.

8. Johansen, 1995.

9. Johansen, 1990-1991.

10. Co-Integration.

11. Vector Autoregressive Model.

12. Green, 2002, pp.613-616.

که در آن:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

گر نجر نشان داد که تئوری از این امر که ماتریس ضرایب ( $\Pi$ ) دارای رتبه غیر کامل ( $r < k$ ) است حمایت می کند و لذا ( $k \times r$ ) ماتریس وجود دارد که درجه هم‌انباشتگی آن‌ها  $I(0)$  است. یعنی هم‌انباشته از مرتبه اول خواهند بود.

شکل و فرم الگوی هم‌انباشتگی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در حالت ماتریسی به صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} LPI_t \\ LPI_{t-1} \\ \dots \\ LPI_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} r_1 & & & \\ I & & & \\ \dots & & & \\ 0 & & & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LPI_{t-1} \\ LPI_{t-2} \\ \dots \\ LPI_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix}$$

نقطه آغاز روش جوهانسن برای آزمون و تعیین روابط هم‌انباشتگی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد مکانیسم تصحیح خطای برداری (VECM)<sup>۱۳</sup> مربوط به آن متغیرهاست. الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) یک آزمون مقید از خود توضیح برداری است که برای سری‌های زمانی نایستا طراحی شده است. تصحیح خطای برداری نیز دارای روابط هم‌انباشتگی است که از آن برای تعیین رابطه همگرایی بین رفتار بلندمدت متغیرهای درونزا و تعدیل شوک‌های کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. شکل الگوی تصحیح خطای برداری به صورت زیر تعریف می‌شود:<sup>۱۴</sup>

$$\Delta LPI_{1,t} = a_1(LPI_{2,t-1} - \beta LPI_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (۳)$$

$$\Delta LPI_{1,t} = a_2(LPI_{2,t-1} - \beta LPI_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

در این الگوی ساده، متغیر سمت راست جمله تصحیح خطا است. در تعادل بلندمدت، این جمله خطا صفر است. با این وجود، اگر  $LPI_1$  و  $LPI_2$  از تعادل بلندمدت انحراف پیدا کنند، ضریب تصحیح خطا صفر نبوده و میزان تعدیل جزئی هر متغیر را به سمت مسیر تعادلی نشان می‌دهد. ضریب  $a_i$  سرعت تعدیل آامین متغیر درونزا را به سمت تعادل (بلندمدت) نشان می‌دهد.

عمده‌ترین دلیل شهرت الگوی تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادل بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

13. Vector Error Correction Mechanism.

14. پیشین، ص ۶۱۵.

البته باید در نظر گرفت که  $LPI_t$  در رابطه (۲) وقتی در بر دارنده روابط تعادل بلندمدت است که ماتریس مربوطه دارای رتبه کامل<sup>۱۵</sup> نباشد. عبارت دیگر تنها وقتی که  $[r \leq (k-1)]$  ستون از ماتریس A بصورت خطی از هم مستقل باشند می توان  $r$  بردار هم‌انباشتگی داشت.

### ۳. تخمین و تجزیه و تحلیل الگو

#### ۳-۱. آزمون ایستایی متغیرها

استفاده از روش برآورد *OLS* در کارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به ایستایی<sup>۱۶</sup> یا عدم ایستایی<sup>۱۷</sup> آنها اطمینان حاصل کرد. یکی از روشهای معمول برای این کار، آزمون ریشه واحد<sup>۱۸</sup> می‌باشد. نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون فیلیپس-پرون<sup>۱۹</sup> در سطح متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد در سطح متغیرها (آزمون فیلیپس-پرون)

نام متغیر	کمیت آماری <i>PP</i>	مقادیر بحرانی مکینون		
		سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
<i>LPI</i>	-۳/۲۶	-۴/۵۲	-۴/۲۲	-۳/۸۷
<i>LGI</i>	-۴/۳۳	-۵/۴۴	-۵/۲۱	-۴/۷۵
<i>LGDP</i>	-۴/۳۰	-۵/۲۳	-۶/۱۴	-۴/۷۸
<i>LOL</i>	-۴/۲۱	-۵/۰۹	-۴/۷۲	-۴/۱۶
<i>LNS</i>	-۳/۶۲	-۴/۵۳	-۳/۹۱	-۳/۵۷
<i>LRANT</i>	-۵/۳۱	-۷/۷۵	-۶/۶۲	-۴/۸۶
<i>LLO</i>	-۵/۴۰	-۶/۱۶	-۵/۲۵	-۴/۱۶
<i>LP</i>	-۴/۳۲	-۵/۲۳	-۴/۷۳	-۳/۵۷
<i>LIN</i>	-۴/۷۵	-۷/۶۸	-۶/۸۴	-۴/۸۶

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

نتایج حاصل از آزمون فوق نشان داد تمامی متغیرها در حالت عادی ایستا نیستند. زیرا ملاحظه می‌شود در این حالت کمیت آماری فیلیپس-پرون از لحاظ قدر مطلق برای کلیه متغیرها کوچکتر از مقادیر بحرانی کوچکتر است. لذا نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود نایستایی در سطح

15. Complete Order.

16. Stationary

17. Non-Stationary

18. Unit Root Test

19- Philips & Perron(1988)



متغیرها را رد کرد. به عبارتی متغیرهای مورد استفاده در حالت عادی نایستا هستند. برای نمونه کمیت آماری تولید ناخالص داخلی ( $LGDP$ ) از لحاظ قدرمطلق معادل  $۴/۳۰$  می باشد که از مقادیر بحرانی مکینون  $۵/۲۳$  در سطح  $۱\%$ ،  $۶/۱۴$  در سطح  $۵\%$  و  $۴/۷۸$  در سطح  $۱۰\%$  کوچکتر بوده و لذا نایستا است.

با توجه به اینکه کلیه متغیرها نایستا هستند، می توان نتیجه گرفت که در بلندمدت این متغیرها از هم واگرایی خواهند داشت و لذا باید نسبت به ایستا شدن متغیرها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه برای رفع نایستایی متغیرها از روش تفاضل گیری مرتبه اول استفاده شده است که نتایج آن بر اساس روش فیلیپس- پرون در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد با تفاضل مرتبه اول متغیرها (آزمون فیلیپس- پرون)

مقادیر بحرانی مکینون			کمیت آماری $PP$	نام متغیر
سطح $۱۰\%$	سطح $۵\%$	سطح $۱\%$		
-۴/۵۲	-۴/۸۶	-۵/۶۳	-۹/۴۵	$DLPI^*$
-۵/۴۸	-۵/۷۸	-۶/۷۰	-۱۰/۳۱	$DLGI$
-۴/۶۱	-۵/۷۲	-۵/۹۶	-۱۱/۲۳	$DLGDP$
-۵/۸۹	-۶/۲۷	-۷/۱۲	-۱۰/۷۹	$DLLOL$
-۳/۸۶	-۴/۱۹	-۵/۴۱	-۸/۲۳	$DLNS$
-۵/۶۸	-۶/۲۶	-۶/۵۷	-۷/۲۶	$DLRANT$
-۳/۵۷	-۳/۹۱	-۴/۵۳	-۸/۶۲	$DLLO$
-۴/۸۶	-۵/۶۲	-۶/۷۵	-۹/۶۲	$DLP$
-۷/۲۰	-۷/۵۴	-۸/۹۶	-۱۱/۲۵	$DLIN$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

\* علامت  $D$  در ابتدای هر متغیر بیانگر تفاضل مرتبه اول و علامت  $L$  معرف لگاریتم آن‌ها است.

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۲) می توان گفت تمامی متغیرها با اعمال یک وقفه ایستا شده و به این ترتیب همگی انباشته از مرتبه یک ( $I(1)$ ) می باشند و می توان تفاضل مرتبه آن‌ها را در قالب یک الگوی بلندمدت برآورد کرده و مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. دلیل این قضیه روشن است چرا که با تفاضل گیری مرتبه تمامی متغیرها، مقدار کمیت آماری حاصل، به لحاظ قدر مطلق بزرگتر از مقادیر بحرانی مکینون می باشد. برای مثال قدر مطلق کمیت آماری سرمایه گذاری بخش خصوصی ( $DLPI$ ) معادل  $۹/۴۵$  می باشد که از قدر مطلق مقادیر بحرانی مکینون در سطوح  $۱\%$ ،  $۵\%$  و  $۱۰\%$  (مقادیر مطلق  $۵/۶۳$ ،  $۴/۸۶$  و  $۴/۵۲$ ) بزرگتر بوده و لذا پایایی متغیر مذکور در سطح تفاضل مرتبه اول به اثبات می رسد. لذا ملاحظه می شود که براساس این آزمون کلیه متغیرهای انتخابی مؤثر بر سرمایه گذاری خصوصی انباشته از درجه یک یا  $I(1)$  می باشند بنابراین می توان عوامل مؤثر بر سرمایه گذاری را به روش خود توضیح برداری ( $VAR$ ) تخمین زد.

### ۳-۲. تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در الگو

در راستای تعیین این امر که آیا داده های مدل در دوره مورد بررسی دچار شکست ساختاری شده اند یا خیر، می توان از آزمون شکست ساختاری چاو<sup>۲۰</sup> استفاده نمود. در این آزمون دوره های را که انتظار می رود در آن شکست ساختاری اتفاق افتاده باشد، تعیین می نمایند. به طور نمونه در جدول (۲)، سال ۱۳۶۷ بعنوان چنین سالی انتخاب شده است. در این حالت با دو دوره مواجه خواهیم بود. دوره اول که مربوط به فاصله سال های (۱۳۶۳-۱۳۶۶) می باشد و دوره دوم فاصله سال های (۱۳۸۳-۱۳۶۸) را شامل می شود. بر اساس فرضیه  $H_0$  این دو دوره با هم یکسان بوده و تفاوتی بین آنها وجود ندارد. ولی براساس فرضیه مقابل این دو دوره متفاوت از هم می باشند:

$$\begin{cases} H_0: \text{مدل دارای شکست ساختاری نمی باشد} \\ H_1: \text{مدل دارای شکست ساختاری می باشد} \end{cases}$$

نحوه تشخیص آن نیز چنین است که اگر احتمال آزمون  $F$  بین صفر تا پنج صدم باشد، فرضیه  $H_0$  مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در مدل رد می شود در غیر این صورت مدل دارای شکست ساختاری نخواهد بود. چنانچه در جدول (۲) ملاحظه می شود احتمال مربوط به آزمون  $F$  بین صفر و پنج صدم نمی باشد (۰/۲۳۰۵)، هم چنین معیار حداکثر راستنمایی<sup>۲۱</sup> نیز معادل ۳،۶ بوده و احتمال آن نیز بین صفر و پنج صدم (۰،۳۰۴۵) نمی باشد. لذا بر اساس هر دو معیار ( $F, LR$ )، نمی توانند فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در مدل مورد بررسی را رد نمایند. این امر بیانگر عدم وجود شکست ساختاری در مدل می باشد.

### جدول ۲. نتایج مربوط به آزمون شکست ساختاری چاو

آزمون شکست ساختاری چاو			
آماره F	۲،۴	احتمال	۰،۲۳۰۵

20- Chow Breakpoint Test

21- Likelihood Ratio(LR)

معیار حداکثر راستنمایی (LR)	۳,۶	احتمال	۰,۳۰۴۵
-----------------------------	-----	--------	--------

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

### ۳-۳. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه و شکل الگوی خود توضیح برداری

یکی از مسائل مهم در برآورد روابط هم انباشتگی مشخص کردن طول وقفه‌های مربوط به متغیرهاست که باید در الگو وارد شود تا بتوان اطمینان حاصل کرد جملات خطا<sup>۲۲</sup> فرضیات کلاسیک را دارا می‌باشند.<sup>۲۳</sup> (برای مطالعات بیشتر مراجعه شود به "دامور گجراتی، ترجمه حمید ابریشمی، اقتصادسنجی کاربردی، جلد اول، انتشارات دانشگاه تهران، سال ۱۳۷۶). در عین حال طول وقفه‌های مناسب بستگی به وجود یا عدم وجود متغیرهایی دارد که تنها رفتار الگو را در کوتاه مدت تحت تاثیر قرار می‌دهند و در صورت وجود اگر از الگو حذف شوند، اثر آنها در جمله خطای  $U_t$  ظاهر می‌شود.

اکنون الگوی مورد بررسی  $LPI = [DLGI, DLIN, DLGDP, DLLOL, DLNS, DLRANT, DLLO, DLP, DLL]$  برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قالب بردار  $LPI$  که در آن بردار  $LPI$  شامل متغیرهای زیر است در نظر گرفته می‌شود: (۵)

بردار  $PI$  به گونه‌ای مقید شده است که فعلاً در بردارنده متغیرهای عرض از مبدأ معادلات نیز باشد. پس از تنظیم الگو، با استفاده از روش خود توضیح برداری غیر مقید<sup>۲۴</sup> در نرم افزار مکروفیت<sup>۲۵</sup> اقدام به تعیین وقفه مناسب شده است که نتایج آن در جدول (۳) مشاهده می‌شود.

### جدول ۳. تعیین تعداد وقفه بهینه برای الگو

بر اساس مشاهدات مربوط به دوره ۲۰ ساله رتبه VAR برابر واحد تعیین می‌شود			
SBC	AIC	LL	رتبه

22- Error Terms

<sup>23</sup> - برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به دامودار گجراتی، ترجمه حمید ابریشمی اقتصادسنجی کاربردی، جلد اول، انتشارات دانشگاه تهران سال ۱۳۷۶

24- Unrestricted VAR

25- Micro fit

۲	-۶۳,۲	-۸۵,۴	-۱۰۳,۷
۱	-۵۹,۳	-۷۸,۶	-۸۷,۶
۰	-۱۴۲,۵	-۱۴۸,۷	-۱۴۹,۸

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

معیار آکائیک: Akaike Information Criterion (AIC) معیار حداکثر راستنمایی: Maximized Log-Likelihood LL

معیار شوارز بیزین: Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

با توجه به جدول مذکور چون قدر مطلق کوچکترین مقدار پارامتر آکائیک برابر  $78/6$  می‌باشد، لذا وقفه مناسب برابر یک تعیین می‌شود. البته بر اساس معیارهای حداکثر راستنمایی و شوارز نیز وقفه بهینه مدل برابر یک تعیین می‌شود.

### ۳-۴. تخمین بردارهای همگرایی به روش جوهانسن

آزمون‌های ریشه واحد انجام شده بر روی متغیرهای فوق این مساله را تایید می‌کنند که تمامی آنها  $I(1)$  هستند. بدین ترتیب با تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها، اولین قدم در به کارگیری روش جوهانسن برداشته شده است.<sup>۲۶</sup> در روش مورد استفاده، الگوی کوتاه مدت فاقد روند زمانی بوده و تنها دارای عرض از مبدأ می‌باشد.<sup>۲۷</sup> این عرض از مبدأ سبب خواهد شد تا روابط بلند مدت از روند برخوردار شوند. اما فرض بر این است که عرض از مبدأ روابط بلند مدت، توسط عرض از مبدأ روابط کوتاه مدت خنثی شده‌اند به گونه‌ای که در نهایت تنها عرض از مبدأ برای الگوی کوتاه مدت باقی مانده است.

حال بردارهای هم‌انباشته بین متغیرهای تابع تولید بالقوه ایران به روش جوهانسن برآورد می‌شوند. که مطابق آن نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۲۸</sup> در جدول (۴) ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول می‌توان وجود یک ( $r=1$ ) بردار همگرا را پذیرفت. چرا که مقدار آماره آزمون در این رابطه  $31/6$  می‌باشد که از مقادیر بحرانی  $33/7$  در سطح  $95\%$  و  $31/9$  در سطح  $90\%$  کمتر می‌باشد. همچنین مطابق نتایج جدول (۴)، وجود دو ( $r=2$ ) بردار همگرا تایید می‌شود. زیرا کمیت آماره آزمون  $2/9$  کمتر از مقدار بحرانی  $12/9$  در سطح  $95\%$  و  $10$  در سطح  $90\%$  است.

26- Restricted Intercepts and No Trends  
27- Include an intercept but not a trend.  
28- Trace and Maximal Eigen value Tests

## جدول ۴. تعیین تعداد بردارهای همگرا براساس آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

تعداد بردارها	مقدار بحرانی ۹۰٪	مقدار بحرانی ۹۵٪	کمیت آماری	
$r \leq 0$	۴۷،۹	۵۲،۸	۶۶،۶	آزمون اثر
$r \leq 1$	۳۱،۹	۳۳،۷	۳۱،۶	
$r \leq 2$	۱۸،۳	۱۹،۷	۶،۳	
$r \leq 3$	۸،۴	۱۰،۰	۲،۹	
$r \leq 0$	۲۲،۹	۲۵،۶	۳۳،۳	آزمون حداکثر مقادیر ویژه
$r \leq 1$	۱۷،۵	۱۹،۳	۲۱،۵	
$r \leq 2$	۱۰،۲	۱۲،۹	۲،۹	
$r \leq 3$	۴،۹	۶،۲	۰،۶	

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

## ۵-۳. اعمال قیدهای خطی بر روابط همگرایی

پس از آنکه به کمک روش جوهانسن مشخص شد چند رابطه تعادلی بلند مدت و یا به عبارت دیگر چند بردار همجمعی وجود دارد، لازم است تعیین شود که آیا این بردارها منحصر به فرد هستند یا نه. از آنجا که روش جوهانسن تنها تعیین می‌کند که چند بردار همگرایی منحصر به فرد در فضای هم‌انباشتگی وجود دارد، و از طرفی هر ترکیب خطی از بردارهای پایا (هم‌انباشتگی) نیز بردارهای پایایی را بدست می‌دهند، لذا می‌توان با اعمال قید بر روی روابط هم‌انباشتگی رابطه موجود بین آنها را تخمین زد. بنابراین لازم است که قیدهایی را بر اساس اطلاعات قبلی، خارج از الگو بر ضرایب بردارهای مذکور تحمیل کرد تا روابط تعادلی بلند مدت ارائه شده، شناسایی شوند. از جمله قیدهایی که اعمال می‌شود یکی برابر صفر و یک قرار دادن بعضی از ضرایب  $\alpha_{ij}$  در الگوی نامقید است. لزوم و چگونگی انجام آزمون شناسایی روابط هم‌انباشتگی توسط جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۴) به تفصیل مورد بحث قرار گرفته است. (برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به، نوفرستی، محمد، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات چشمه، سال ۱۳۷۸).

باید عنوان کرد که هر چه در طول زمان پیش برویم واضح تر می‌شود که آنچه می‌تواند با اطمینان مبنای اعمال قیدهای شناسایی قرار گیرد نظریه‌های اقتصادی و اطلاعات برونزاست تا اطلاعات درونزای الگو، نکته قابل توجه در این پژوهش این است که اولاً سه حالت از پنج حالت ممکن که قبلاً بحث شد مورد تفسیر واقع می‌شوند.

ثانیاً در مواردی که  $\lambda_{max}$  تعداد بردارهای همگرا را ۲ تعیین کرده است، تنها بردار اول معنی دار شده است. در نتیجه ملاک ارزیابی در این تحقیق در هر سه مورد  $\lambda_{max}$  خواهد بود.

همانگونه که اشاره شد لازم است قید شناسایی را برای ضرایب الگو تحمیل کرد. برای اینکه ضرایب الگوی برآورد شده دقیقاً شناسا<sup>۲۹</sup> باشد می باید دقیقاً یک قید بر ضرایب معادله الگو اعمال کرد. از اینرو قید زیر را بر ضریب متغیر وابسته الگو ( $\alpha_1=1$ ) تحمیل کرده و مجدداً ضریب آن برآورد می شود. قید اعمال شده بر متغیر وابسته الگو با این قصد بوده است که رابطه ای را برای سرمایه گذاری خصوصی ارائه کند. زیرا ضریب متغیر وابسته بدون اعمال قید برابر با یک نبوده و این امر تفسیر رابطه بلندمدت را دشوار می کند. برای رفع این محدودیت باید ضریب متغیر وابسته را برابر با یک قرار داده و ضرایب متغیرهای مستقل را با استفاده از نرم افزار مربوطه و متناسب با متغیر وابسته تعدیل کرد.

#### الف- استفاده از عوامل نهادی به صورت انفرادی

نتایج به دست آمده بعد از اعمال قید در حالت بررسی اثرات عوامل نهادی به صورت انفرادی، بیانگر تاثیر منفی و قابل توجهی این عوامل (قوانین و مقررات، عدم امنیت و حقوق مالکیت و رانت) بر سرمایه گذاری بخش خصوصی است. به طوری که هر واحد افزایش رانت موجب کاهش تقریباً ۸ واحدی سرمایه گذاری بخش خصوصی می شود. یا مثلاً کاهش امنیت موجب کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی به میزان حداقل ۶ واحد می شود. از طرفی اثر تورم روی سرمایه گذاری بخش خصوصی منفی بوده است. افزایش تورم که نوعی ناطمینانی نیز محسوب می شود به ازای هر واحد موجب کاهش ۱/۳ واحد سرمایه گذاری بخش خصوصی می شود. هم چنین به ازای یک واحد افزایش در GDP، سرمایه گذاری بخش خصوصی به میزان تقریباً ۱۸ واحد افزایش می یابد.

$$LPI = 9/56 + 17/95 DLGDP - 0/87 DLGI + 0/61 DLLOL - 6/33 DLNS - 8/13 DLRANT - 2/24 DLIO - 1/32 DLP \quad (5)$$

$$(8/28) \quad (9/53) \quad (5/46) \quad (3/65) \quad (5/21) \quad (7/42) \quad (3/97) \quad (3/42)$$

معادله (۵) با جزئیات بیشتری نارسایی های حقوقی، قضایی و نهادی را همراه با سایر متغیرها روشن

می سازد. تفکیک نهادها به صورت دقیق تر و روشن تر مبین آن است که هر یک از اجزاء نهادها به نوبه خود عامل

نامناسبی برای سرمایه‌گذاری خصوصی در کشور بوده است. ضریب متغیر حقوق مالکیت، امنیت، قوانین و مقررات منفی بوده که نشان دهنده آن است که هر یک به نوبه خود مشکلاتی را برای سرمایه‌گذاری خصوصی فراهم می‌سازند. و جالب اینجاست که وقتی که با هم دیده می‌شوند تأثیر هم افزایی منفی دارند. با جمع کردن آن ضریب نهادها افزایش می‌یابد. اما تأثیر سایر متغیرها گویای آن است که بر طبق این یافته‌ها عدم شفافیت در قوانین و مقررات، بروکراسی عریض و طویل اداری، نبودن امنیت فردی و اجتماعی و حقوق مالکیت عامل بازدارنده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران است. از طرف دیگر با گسترش سرمایه‌گذاری دولتی در فعالیتهای تولیدی از انگیزه سرمایه‌گذاری خصوصی کاسته می‌شود. اما توسعه زیرساخت‌ها و رشد فعالیتهای اقتصادی بر تمایل بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری تولیدی (ماشین‌آلات) تأثیر مثبت و معنی‌داری می‌گذارد.

### ب- استفاده از جمع عوامل نهادی

براساس نتایج به دست آمده در این الگو نیز مشاهده می‌شود که اولاً اثر سرمایه‌گذاری دولتی، عوامل نهادی و تورم روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منفی و اثر GDP بر روی آن مثبت است. نکته قابل توجه این است که اثر جمعی عوامل نهادی (مجموع متغیرهای عدم امنیت، حقوق مالکیت، قوانین و مقررات و رانت) روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فزاینده بوده است. به عبارتی ضریب (۳۱/۷-) برای مجموع عوامل نهادی (NI) بیش از مجموع اثرات تک تک آن‌ها است.

$$LPI = -۰۴/۶ DLGI - ۳۱/۷ DLIN + ۳۱ DLGDP + ۱۸/۶ DLL - ۲/۸ DLP \quad (۶)$$

(۱۰/۳)      (۵۸/۶)      (۵۰/۲)      (۲۸/۳)      (۶/۶)

یافته‌های تحقیق در روش فوق‌الذکر متغیر تولید ناخالص داخلی و زیرساخت‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد در حالی که متغیرهای نهادی، سرمایه‌گذاری دولتی و نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی و زیرساخت‌ها مطابق انتظار است زیرا با افزایش فعالیتهای اقتصادی و گسترش سرمایه‌گذاری بر روی زیرساخت‌ها نظیر حمل و نقل، آب، برق و گاز و ارتباطات انگیزه برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بالا می‌رود. تأثیر منفی تورم نیز نشان دهنده آن است که در شرایط تورمی بخش خصوصی به سمت فعالیتهای سوداگرانه با بازدهی بالا کشیده می‌شود و رغبتی به سرمایه‌گذاری‌های تولیدی از خود نشان نمی‌دهد. در شرایط تورمی و بی‌ثباتی اقتصادی قیمت سکه، طلا، ارز،

زمین و مسکن و خروج سرمایه از کشور به اشکال مختلف ترجیح داده می‌شود لذا این یافته با شرایط اقتصاد ایران سازگاری دارد. شاخص تورم در عین حال متغیر جانشین قوی برای هزینه سرمایه‌گذاری است که تأثیر منفی آن نشان دهنده بالا بودن هزینه سرمایه‌گذاری در کشور است. متغیر نهادها نیز منفی است و گویای آن است که مسائلی نظیر عدم امنیت سرمایه‌گذاری و **حقوق مالکیت**، بروکراسی اداری و نارسایی‌های **حقوقی** و قضایی عامل بازدارنده سرمایه‌گذاری خصوصی در کشور است که باید هر چه سریع‌تر در این رابطه شفاف‌سازی و اصلاحات لازم صورت گیرد. منفی بودن متغیر سرمایه‌گذاری دولتی در ایران بر آن دلالت می‌نماید که چون دولت بخش اعظم فعالیت‌های اقتصادی در کشور را در اختیار دارد و به راحتی از منابع بانکی ارتزاق می‌نماید و با افزایش استفاده دولت از منابع و اعتبارات بانکی منابع کمتری جهت سرمایه‌گذاری برای بخش خصوصی باقی می‌ماند، اگرچه آن بخش از سرمایه‌گذاری دولتی که بر روی زیرساخت‌ها انجام می‌پذیرد، انگیزه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را بالا می‌برد اما افزایش مداخله دولت در عرصه فعالیت‌های اقتصادی موجب می‌شود که بخش خصوصی از این فعالیت‌ها خارج گردد.<sup>۲۰</sup>

به طور کلی تخمین‌های آرایه شده در روابط (۵) و (۶) دارای ضرایب معنادار می‌باشند و الگوهای فوق از لحاظ اقتصادسنجی قابل قبول هستند. نتایج حاصل از رگرسیون نشان می‌دهد که عوامل نهادی مهمترین عامل بازدارندگی در سرمایه‌گذاری خصوصی ایران است. تأثیر متغیرهای حقوق مالکیت و ناامنی قوانین و مقررات و فساد و رانت منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. در حالی که تأثیر متغیر GDP مثبت بوده که طبیعی به نظر می‌رسد زیرا با افزایش رشد و رونق اقتصادی، انگیزه سرمایه‌گذاری خصوصی بالا می‌رود اما تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی منفی است که احتمالاً نشان از آن دارد که با مداخله بیشتر دولت و ورود آن به کسب و کار فضای فعالیت‌های بخش خصوصی را محدود می‌سازد و آن را مجبور به خروج از عرصه فعالیت‌هایی اقتصادی می‌نماید. متغیر تورم که نوعی نااطمینانی است و یا به عنوان هزینه سرمایه‌گذاری جانشین مناسبی برای نرخ بهره بانکی است نشان می‌دهد که به ازای هر واحد افزایش موجب کاهش  $1/3$  واحد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. اما به ازای یک واحد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی، میزان سرمایه‌گذاری بخش

۲۰-خروج سرمایه‌گذاری خصوصی از بازار یا به اصطلاح Crowding - out صورت می‌گیرد. برای اطلاع بیشتر در این زمینه نگاه کنید به: Spencer and

(Yohe (1970), Avesti (1985).



خصوصی به اندازه ۱۸ واحد افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در این تحقیق تأثیر نهادهایی نظیر نااطمینانی در حقوق مالکیت، عدم امنیت اقتصادی و مسئله فساد و رانت است که تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که هر واحد افزایش در رانت موجب کاهش ۸ واحد سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و یا یک واحد افزایش در ناامنی یا کاهش امنیت موجب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی به میزان ۶ واحد می‌گردد. براساس نتایج به دست آمده از معادله (۶) اثر تجمعی عوامل نهادی برجسته‌تر است بدین معنی که وقتی که نهادها را به صورت یک مجموعه مورد بررسی قرار می‌دهیم (عدم امنیت، حقوق مالکیت، قوانین و مقررات، فساد و رانت) تأثیر آن‌ها بر سرمایه‌گذاری خصوصی به صورت فزاینده بوده است به طوری که نهادها ضریب  $-۳۱/۷$  به خود می‌گیرد که بیش از سایر متغیرها تأثیر خود را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

#### ۴. تجزیه واریانس<sup>۳۱</sup> الگوی برداری PI

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد که در دوره اول ۱۰۰ درصد توضیحات LPI توسط خودش صورت می‌گیرد و سهم سایر متغیرها ناچیز می‌باشد. اما با افزایش دوره بررسی تأثیر این متغیرهای مستقل در توضیح LPI افزایش می‌یابد به طوری که در دوره دهم تنها ۲۸ درصد از توضیحات LPI توسط خودش و بقیه توسط متغیرهای اثرگذار توضیح داده می‌شود (جدول ۵). در این رابطه به طور کلی تأثیر عوامل نهادی در سال دهم نسبت به عوامل دیگر در سطح بالاتری قرار دارد. به طور مثال در سال دهم ۱۷ درصد تغییرات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی توسط عامل رانت، ۱۳ درصد توسط حقوق مالکیت، ۱۱ درصد توسط عامل عدم امنیت و ۱۱ درصد تغییرات نیز توسط عامل عدم رعایت قوانین و مقررات توضیح داده شده است. تأثیر مخارج با وقفه دولت و تورم کمتر از سایر متغیرهای مستقل می‌باشد. به نحوی که در دوره دهم ۱۱ درصد از تغییرات مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی توسط عامل تورم و ۱۰ درصد آن توسط مخارج دولتی توضیح داده می‌شود (جدول ۵).

### جدول ۵. تجزیه واریانس بردار PI

دوره	LPI	DLGI	OLGDP	DLLOL	DLNS	OLRANT	OLLO	DLP
۱	۱/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۱۵	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱
۲	۰/۹۹۸	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳
۳	۰/۹۷	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰
۴	۰/۹۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۱۸	۰/۰۱۰	۰/۰۲۱
۵	۰/۸۹	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱
۶	۰/۷۸	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۷
۷	۰/۶۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۲
۸	۰/۵۲	۰/۰۴	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۰۹
۹	۰/۴۱	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۰
۱۰	۰/۲۸	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۱۱

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

### ۵. بررسی تابع واکنش آنی<sup>۳۲</sup> بردار PI

براساس نتایج به دست آمده بیش از ۱۰ سال طول می کشد تا شوک وارد شده به سرمایه گذاری بخش خصوصی خنثی شود. نتیجه مذکور گویای این واقعیت است که شوک های وارد شده بر متغیر مورد بررسی در کوتاه مدت قابل بر طرف نبوده و حداقل ۱۰ سال طول می کشد تا سرمایه گذاری خصوصی بتواند سطح تعادلی خود را بدست می آورد..

### جدول ۶- تابع واکنش آنی LPI نسبت به یک شوک وارده

دوره	واکنش
۰	۱/۰۰
۱	۰/۷۰
۲	۰/۴۹
۳	۰/۳۴
۴	۰/۲۴
۵	۰/۱۶
۶	۰/۱۲
۷	۰/۰۸
۸	۰/۰۵
۹	۰/۰۴
۱۰	۰/۰۱

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

### ۶. بررسی مکانیسم تصحیح خطا<sup>۳۳</sup>

جهت بدست آوردن رابطه بین الگوهای کوتاه مدت و بلندمدت از مکانیسم تصحیح خطا استفاده می‌شود. به عبارتی بعد از اعمال قیود خطی بر بردارهای همگرایی می‌توان با استفاده از مکانیسم مذکور ضریب نوسانات کوتاه مدت متغیرها را بدست آورد و در ارتباط با رابطه آنها با بلند مدت بحث کرد (عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می‌دهند). برآورد ضریب تصحیح خطا (ECM) بیانگر این واقعیت است که حرکت به سمت تعادل به کندی صورت می‌گیرد و چنانچه در کوتاه مدت شوکی بر سرمایه گذاری خصوصی وارد شود حداقل ۱۰ سال طول خواهد کشید تا این متغیر در بلند مدت به سمت مقدار تعادلی خود همگرایی داشته باشد.

#### جدول ۶. الگوی تصحیح خطا برای LPI به روش همگرایی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدا	۰.۴۵	۰.۱۸	۲.۵
Ecm1	-۰.۱۱	-۰.۰۶	۲.۶
R-squared	۰/۹۱۰۳۵		
S.E.of Regression	۰/۹۵۱۶۴		
D.W-Statistic	۲/۰۲		

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

### ۷. خلاصه و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله بررسی عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران بوده است. عوامل نهادی، زیرساختی و تورم و رشد فعالیت‌های اقتصادی به عنوان متغیرهای تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی مولد (ماشین‌آلات) طی سال‌های ۸۳-۱۳۶۳ در نظر گرفته شدند. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد که در حالی که تولید ناخالص داخلی و زیرساخت‌ها تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارند. مهمترین عامل بازدارندگی سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران مربوط به مشکلات نهادی نظیر مسائل حقوقی و قضایی و نبودن امنیت سرمایه‌گذاری، مشکلات مربوط به حقوق مالکیت، نارسایی‌های حقوقی و قانونی و تداوم مداخله دولت در بازار سرمایه، پول و کالا در کشور است که مانع دستیابی بخش خصوصی به اعتبارات بانکی و مالی جهت سرمایه‌گذاری می‌گردد. این مسئله به خوبی مشخص می‌سازد که برای جذب سرمایه‌گذاری خصوصی لازم است تا هر چه سریعتر حجم دولت کوچک، قوانین و مقررات شفاف، امنیت سرمایه‌گذاری و حقوق مالکیت برقرار گردد تا نه تنها موجب کاهش هزینه‌های دولتی، نقدینگی و تورم شده بلکه فضای کسب و کار را برای سرمایه‌گذاری فراهم سازد.

## منابع و مأخذ:

الف) منابع فارسی

ختایی، محمود. (۱۳۸۵)، اثر نرخ رسمی پیش بینی شده بر سطح سرمایه گذاری در اقتصاد ایران، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهران.

## ب) منابع انگلیسی

- Aggarwal M 1995, International Trade Labour Standards and Labour Market Conditions: An Evaluation of the Linkages", U.S.International Trade Commission, Office of Economics Working Paper No.95-06-c, Washington DC.
- Anderson pall and David Gihen 1995, "Macroeconomic Policies and Growth", Research Discussion paper 9507, Reserve Bank of Australia.
- Aizenman, Joshua and Nancy Marion, 1993, Macroeconomic Uncertainty and private investment, Economic Letters 41: 201-210.
- Avesti P 1985, "Is There Crowding out of Private Bxpenditure by Fiscal Actions"? In Avesti; F and T.Skouras eds Post Keynesian Economics Theory, Armonk, NewYork, M.E. Sharpe.
- Balassa, B1988, Public Finance and Economic Development PPR Working Paper No 31, World Bank, Washington D.C.
- Barro R. 1997, Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study, Mit Press, Cambridge
- Barro, R.J.1995, Economic Growth in a Cross Section of Countries, The Quarterly Journal of Economics, May, pp. 407-443.
- Barro, R.J and J.W.Lee 1993, Losers and Winners in Economic Growth, Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, edited by, M.Bruno and B.Pleskovic pp. 267-97.
- Bleaney, M.F 1996. "Macroeconomic Stability, Investment and Growth in Developing Countries", Journal of Development Economics, Vol. 47, pp 461-477.
- Blejer, Marrio I. and Mohsin s. Khan 1984, "Private Investment in Developing Countries" Finance and Development, Vol 21, pp. 26-9.
- Beddies, C. 1999, Investment, Capital Accumulation and Growth: Some evidence from Gambia: 1964-1998. IMF Working Paper 99/117, August.
- Ben – David, D. 1998, Convergence Clubs and Subsistence Economies, Journal of Development Economics, 55, pp. 155-171.

- Burnetti, A., G. Kisunko and B. Weder 1997, Credibility of Rules and Economic. Growth: Evidence from a Working paper No 1760, World Bank, Washington D.C
- Burnetti 1997 b, Institutional Obstacles to Doing Business: Region by Region Results from a Worldwide Survey of the Private Sector, Policy Research Working paper No 1759, World Bank Washington, DC.
- Chari, V.V., p.j.Kehoe and E.R.Mc Grattan 1997, The Poverty of Nations: A Quantitative Investigation Research Department Staff Report 204, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.
- Collier, P. and J.W. Gunning 1999, Explaining African Economic Performance Journal of Economic Literature, 37, March, pp 64-111.
- Phillip Arestis and Thanos Skouras 1986, Post Keynesian Economics Theory, Armonk, NewYork, M.E.Sharpe.
- Collier, P. and C.Patillo 2000, Investment and Risk in Africa, Macmillan
- Dollar, David, Mary Harvard – Driemeier and Taye Mengistae 2003, "Investment Climate and Firm Performance in Developing Economies", Development Research Group, World Bank, Washington DC
- Duncan, R., S. Cuthbertson, and M. Bosworth (1999). Pursuing Economic Reform in the Pacific, Pacific Studies Series No.18,Asian Development Bank, Manila.
- Easterly, W and R. Levine 1997, "Africa's Growth Tragedy: Policy and Ethnic Divisions, Quarterly Journal of Economics, 112, November, pp. 1203-50
- Easterly, William and Ross Levine 2001, **"It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models"**, World Bank Economic Review.
- Easterly, William, Michael Kremer, Lant Pritchett and Lawrence H. Summers, 1993, **"Good Policy or Good Lock? Country Growth Performance and Temporary Shocks"**, Journal of Monetary Economics 32 3.
- Escribano, A. and J.I.Guasch 2005, "Assessing the impact of the Investment Climate on productivity using firm Level Data: Methodology and Cases of Guatemala, Honduras and Nicaragua", Policy Research Working Paper No 3621, World Bank Washington DC.
- Fielding, D 1997, Adjustment, Trade Policy and Investment Slumps: Evidence from Africa, Journal of Development Economics, 52, pp. 121-137.
- Greene,J. and D. Villanueva 1991, Private Investment in Developing Countries: An Empirical Analysis, MF Staff Papers, 38 1, International Monetary Funds Washington, De.
- Hadjimichael , Michael T., and Dhaneshwar Ghura 1995, "Public Policy and Private Savings and Investment in sub-Saharan Africa: an Empirical Investigation", IMF. Working Paper 95/19

- Washington: International Monetary Fund.
- Hall, Robert and Charles Jones 1991, Why do Some Countries Produce so Much More Output per Worker Than Others? Quarterly Journal of Economics 114: pp. 83-116
  - Helpman Elhanan 2004, The Mystery of Economic Growth, Cambridge MA: Harvard University Press.
  - Herandez – Cata , E 2000, Raising Growth and Investment in Sub saharan Africa: What Can be Done? Policy Discussion Paper: PDP/60/4, International Monetary Fund, Washington, D.C.
  - International Labour Organization ILO 1998.
  - Johansen s 1991 "Estimation and Hypothesis Testing of cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models",Econometrica,Vol.59,No.6,PP.1551-80
  - Johanson,s and Juselius,K 1990,"Maximum Likelihood Estimation and Inference On Cointegration with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economic and Statistics,52:169-210
  - Keefer Philip and Stephen Knack, 2002, Boondoggles and Expropriation, Rend- Seeking and Policy Discussion when property Rights are insecure, World Bank, Policy Research Working Paper, 2910.**
  - Khan, M.S., and C.M. Reinhart 1990, Private investment and Economic Growth in Developing Countries, World Development 18 1, pp. 19-27.
  - Kormendi, R.C. and P.G.Meguire 1985, Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence, Journal of Monetary Economics, 16.pp. 141-163.
  - Mauro, Paolo 1995, "Corruption and Growth", Quarterly Journal of Economics, Vol. 110 August, pp. 681-712/
  - Moudud Jamee K. 2000, Crowding in or Crowding Out? A Classical – Harroddian Perspective, Working Paper, No. 315.
  - Luintel Kul B, and George Mavrotas 2005, Examining Private Investment Heterogeneity Evidence from Panel, United Nations University, Discussion paper No. 2005/11 December.
  - Ndikumana, L 2000, Financial Determinants of Domestic Investment in Sub-saharan Africa, World Development, 28 2, pp. 381-400.
  - Nurkse, R. 1953, "**Problems of Capital Formation in Under Developed Countries**", Newyork, **Oxford university press.**
  - Nunn, Nathan 2005, Relationship Specify, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade", University of British Columbia Quarterly Journal of Economics, 2006.
  - Pesaran, M.H 1995, Planning and Macroeconomic Stabilization in Iran, DAE Working Papers, Amalgamated Series. No. 9508. Cambridge University.
  - Phillips,P.C.B and P .Perron (1988) testing for a unit root in times series regression, Biometrica,**

**75,PP. 335-46**

- Richardson G 1960, Information and Investment, London, Oxford University Press.
- Roger W. Spencer and William P. Yohe 1970, The Crowding out of Private Expenditure by Fiscal Policy Actions, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Oct. pp. 12-24.
- Sachs, Jeffrey D and Andrew M Warner 1996, "Sources of Slow Growth in African Economies", Discussion Paper No 545, Cambridge, Massachusetts: Harvard Institute for international Development.
- Salai – Martin, Xavier 1997, "I Just Ran Four Million Regressions", Working paper No 200, Barcelona, Spain: University of Pompeu Fabra.
- Serven Luis 1997, "Uncertainty, Instability and Irreversible Investment: Theory, Evidence and Lessons for Africa", World Bank Policy Research Working Paper No 1722 Washington: World Bank.
- Serven, Luis and Andres Solimano 1994, "Economic Adjustment and Investment Performance in Developing Countries: The Experience of the 1980s", paper Presented at the Conference on Private Investment and Macro Economic Adjustment, March 21-22 Washington DC. World Bank, Country Economics Department Washington, DC.
- Spencer, Roger W.and P. Yohe 1970, "The Crowding Out of Private Expenditure by Fiscal Policy Actions: [http:// research. Stlouisfed, org/publications/review/70/10/Expenditure-oct](http://research.stlouisfed.org/publications/review/70/10/Expenditure-oct).
- Wai, T.U., and Wong, C.H 1982, "Determinants of Private Investment in Developing Countries", Journal of Development Studies, 19 1, pp. 19-36.
- Valadkhani Abbas 2004, What Determines Private Investment in Iran? International Journal of Social Economics, Vol. 31, No. 5/6.
- World Bank 2000-1, Attacking Poverty, Washington DC. World Development Report.

## Determinants of Private investment in Iran: An Auto-regression Estimation

Abstract:

In This Paper we have used analysis of variance and auto-regression to examine the impact of variables Such as GDP, government investment, inflation, infrastructure and institutions such as rules and regulations, property rights, corruption and social Securiteis on private investment in Iran during 1363-83. The result shows that while GDP and infrastructure played a positive and significant role in promoting private investment, the institutions such as rules and regulations, property rights, Social Securities and Corruptions had played highly negative impacts on private investment.

JEL Classification: E<sub>01</sub>, E<sub>22</sub>, E<sub>23</sub>

Key words: private investment, Gross Domestic products, Analysis of Varlance, Property rights, rules and segulations Social Securities

