فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۸۸ ـ صفحات ۱۰۰-۷۹

بررسی عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با روش خود توضیح برداری

محمدقلی یوسفی[۱]
صمد عزیزنژاد[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۴/۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۸۷/۴/۲۳

چکیده

در این مقاله با استفاده از روش تجزیه واریانس و خود توضیح‌برداری، 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 گرفته است. 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 قضایی، نبودن امنیت سرمایه‌گذاری، حقوق مالکیت و فساد و رانت بوده است.

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

طبقه‌بندی JEL: E01, E22, E23

۱. دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی Email:Mohammadgholi_Yousefi@yahoo.com
۲. کارشناس ارشد اقتصاد و پژوهشگر مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی Email:saza291@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

مقدمه

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. (Beddies, 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 و در چنین شرایطی جهت جبران کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی، ممکن است سرمایه‌گذاری دولتی افزایش یابد (Aizenman and Marion, 1993: 21). اما در موارد زیادی عکس این قضیه روی داده، 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 Villanueva, 1999; Fielding, 1991). 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 etal, 1999). انتظارات سودبری تحت تأثیر سطح قیمت‌ها و رقابت‌پذیری در عرصه بین‌المللی قرار می‌گیرد.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, 1994; Duncan etal, 1999).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

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 & Patillo, 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 اطیمنان» 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 بسزایی در سرمایه‌گذاری و فعالیت بخش خصوصی ایفا می‌نماید.(Sachs etal, 1996; Easterly and Levin, 1997) . سلای مارتین و برونتی و همکاران (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 (Hall and Jones, 1999) هلمپن (Helpman, 2004) و نان (Nunn, 2005) 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 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

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)، هنک کنگ (۸/۷) و مالزی (۸/۷) نیز پایین‌تر است و در حقیقت کشورهایی مانند تانزانیا (۲/۰) و افغانستان (۰/۷) هستند که رتبه آنها بعد از ایران قرار دارند. (World Bank, 2006).

براساس همین گزارش، موانع اصلی سرمایه‌گذاری و انجام کسب و کار، ریشه نهادی دارند. عدم شفافیت در قوانین و مقررات، نبود 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 سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، باعث شده است که بیشتر مطالعات در شناسایی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری، نتایج متناقض به دست آورند.

در این مقاله ضمن تأکید بر عوامل نهادی، سعی می‌شود عوامل تعیین کننده 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 و 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 و 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 مسأله امنیت حقوق مالکیت (OL) استفاده شده است.

همچنین برای نشان دادن عدم شفافیت وعدم 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 تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی نشان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

می‌دهد.[۱] همچنین از مخارج مربوط به برق (LL) نیز به عنوان عامل مثبت اثر گذار بر سرمایه گذاری بخش خصوصی(به دلیل تقویت زیربناهای 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.

۲. روش تحقیق

بسیاری از سری‌های زمانی کلان ممکن است در طول زمان ایستا نبوده و در فرایند مربوط به تحلیل‌های ناایستای سری‌زمانی دارای ریشهٔ واحد باشند.[۲] البته انگل و گرنجر[۳] دریافتند که ممکن است ترکیب خطی دو یا چند متغیر ناایستای سری‌زمانی، 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.[۴]

هدف آزمون هم انباشتگی، تعیین وجود یا عدم وجود هم انباشتگی بین سری‌ها زمانی ناایستا است. وجود رابطه هم انباشتگی پایه و اساس آزمون تصحیح خطای برداری (VEC) است. آزمونی که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد، مبتنی بر روش هم انباشتگی مورد استفاده توسط جوهانسن[۵] است. برای تعیین رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین چند متغیر، روش جوهانسن[۶] در چند سال اخیر به سرعت تبدیل به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی شده است. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای هم‌انباشتگی[۷] (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[۸] 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، برای الگوی سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی خواهیم داشت[۹]:

---

۱. تحقیق مشابهی توسط کیفروناک (Keefer Philip and Stephen Knack, 2002) انجام شده است که نقش نهادهای حقوقی و قضایی و فساد را نشان می‌دهد.

2. Unit Root
3. Engle and Granger, 1987
4. Green, 2002: 615-616
5. Johansen, 1995
6.Johansen, 1990-1991
7.Co-Integration
8. Vector Autoregressive Model
9. Green, 2002, pp.613-616

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

$$LPI_t = A_1 LPI_{t-1} + ... + A_p LPI_{t-p} + Bi_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در رابطه بالا LPI_t، k بردار ناایستا برای متغیرهای هم‌انباشته ازدرجه $I(1)$، i_t، dبردار مشخص از متغیرهای مستقل و ε_t بردار خطاها (شوک‌ها) است. الگوی VAR را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta LPI_t = \prod LPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta LPI_{t-1} + Bi_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن:

$$\prod = \sum_{i=1}^{p} Ai - I \qquad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

گرنجر نشان داد که تئوری از این امر که ماتریس ضرایب ($\prod$) دارای رتبهٔ غیرکامل $(r \prec k)$ است حمایت می‌کند و لذا $(k \times r)$ ماتریس وجود دارد که درجه هم‌انباشتگی آنها $I(0)$ است. یعنی هم انباشته از مرتبهٔ اول خواهند بود.

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

$$\begin{pmatrix} LPI_t \\ LPI_{t-1} \\ \dots \\ LPI_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} r_1 & r_2 & r_p \\ I & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0 & I & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LPI_{t-1} \\ LPI_{t-2} \\ \dots \\ LPI_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix}$$

نقطهٔ آغاز روش جوهانسن برای آزمون و تعیین روابط هم‌انباشتگی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد مکانیسم تصحیح خطای برداری (VECM)[1] مربوط به آن متغیرهاست. الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، یک آزمون مقید از خود توضیح‌برداری است که برای سری‌های زمانی ناایستا طراحی شده است. تصحیح خطای برداری نیز دارای روابط هم‌انباشتگی است که از آن برای تعیین رابطهٔ همگرایی بین رفتار بلندمدت متغیرهای درونزا و تعدیل شوک‌های کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. شکل الگوی تصحیح خطای برداری به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

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

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

1.Vector Erorr Correction Mechanism

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

تصحیح خطا صفر نبوده و میزان تعدیل جزئی، هر متغیر را به سمت مسیر تعادلی نشان می‌دهد. ضریب a_i سرعت تعدیل iامین 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.

البته باید در نظر گرفت که LPI_t در رابطهٔ (۲) وقتی در بر دارنده روابط تعادل بلندمدت است که ماتریس مربوطه، دارای رتبهٔ کامل[1] نباشد. به عبارت دیگر تنها وقتی که $[r \leq (k-1)]$ ستون از ماتریس A به صورت خطی از هم مستقل باشند، می‌توان r بردار هم‌انباشتگی داشت.

۳. تخمین و تجزیه و تحلیل الگو

۳-۱. آزمون ایستایی متغیرها

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی براین 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[2] یا عدم ایستایی[3] آنها اطمینان حاصل کرد. یکی از روشهای معمول برای این کار، آزمون ریشه واحد[4] می‌باشد. نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون فیلیپس-پرون (Phillips & Perron , 1988) در سطح متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

1.Complete Order
2. Stationary
3. Non-Stationary
4. Unit Root Test

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

جدول۱.آزمون ریشه واحد در سطح متغیرها(آزمون فیلیپس-پرون)

نام متغیر	کمیت آماری PP	مقادیر بحرانی مککینون		
		سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
LPI	-۳/۲۶	-۴/۵۲	-4/۲۲	-۳/۸۷
LGI	-۴/۳۳	-۵/۴۴	-۵/۲۱	-۴/۷۵
$LGDP$	-۴/۳۰	-۵/۲۳	-۶/۱۴	-۴/۷۸
LOL	-۴/۲۱	-۵/۰۹	-۴/۷۲	-۴/۱۶
LNS	-۳/۶۲	-۴/۵۳	-۳/۹۱	-۳/۵۷
$LRANT$	-۵/۳۱	-۷/۷۵	-۶/۶۲	-۴/۸۶
LLO	-۵/۴۰	-۶/۱۶	-۵/۲۵	-۴/۱۶
LP	-۴/۳۲	-۵/۲۳	-۴/۷۳	-۳/۵۷
LIN	-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 لحاض قدر مطلق برای کلیه متغیرها کوچکتر از مقادیر بحرانی کوچکتر است. لذا نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناایستایی در سطح متغیرها را رد کرد. به عبارتی، متغیرهای مورد استفاده در حالت عادی ناایستا هستند. برای نمونه کمیت آماری تولید ناخالص داخلی ($LGDP$) از لحاظ قدرمطلق معادل ۴/۳۰ می‌باشد که از مقادیر بحرانی مککینون ۵/۲۳ در سطح یک درصد، ۶/۱۴ در سطح ۵ درصد و ۴/۷۸ در سطح ۱۰ درصد کوچکتر بوده و لذا ناایستا است.

با توجه به اینکه کلیه متغیرها ناایستا هستند، می‌توان 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 ناایستایی متغیرها از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده شده است که نتایج آن بر اساس روش فیلیپس- پرون در جدول(۲) ارائه شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

جدول۲. آزمون ریشه واحد با تفاضل مرتبه اول متغیرها(آزمون فیلیپس-پرون)

نام متغیر	کمیت آماری PP	مقادیر بحرانی مککینون		
		سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
$^{*}DLPI$	-۹/۴۵	-۵/۶۳	-4/۸۶	-۴/۵۲
$DLGI$	-۱۰/۲۱	-۶/۷۰	-۵/۷۸	-۵/۴۸
$DLGDP$	-۱۱/۲۳	-۵/۹۶	-۵/۷۲	-۴/۶۱
$DLOL$	-۱۰/۷۹	-۷/۱۲	-۶/۲۷	-۵/۸۹
$DLNS$	-۸/۲۳	-۵/۴۱	-۴/۱۹	-۳/۸۶
$DLRANT$	-۷/۲۶	-۶/۵۷	-۶/۲۶	-۵/۶۸
$DLLO$	-۸/۶۲	-۴/۵۳	-۳/۹۱	-۳/۵۷
DLP	-۹/۶۲	-۶/۷۵	-۵/۶۲	-۴/۸۶
$DLIN$	-۱۱/۲۵	-۸/۹۶	-۷/۵۴	-۷/۲۰

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) می‌توان گفت تمامی متغیرها با اعمال یک وقفه ایستا شده و به این ترتیب همگی انباشته از مرتبه یک ($I(1)$) می‌باشند و می‌توان 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 مککینون می‌باشد. برای مثال قدر مطلق کمیت آماری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ($DLPI$) معادل ۹/۴۵ می‌باشد که از قدر مطلق مقادیر بحرانی مکینون در سطوح یک درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد (مقادیر مطلق ۵/۶۳، ۴/۸۶ و ۴/۵۲) بزرگتر بوده و لذا پایایی متغیر مذکور در سطح تفاضل مرتبه اول به اثبات می‌رسد. لذا ملاحظه می‌شود که براساس این آزمون، کلیه متغیرهای انتخابی مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی انباشته از درجه یک یا $I(1)$ می‌باشند و بنابراین می‌توان عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری را به روش خود توضیح برداری(VAR) تخمین زد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

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 شده‌اند یا خیر، می توان از آزمون شکست ساختاری چاو[1] استفاده نمود. در این آزمون، دوره‌ای را که انتظار می‌رود در آن شکست ساختاری اتفاق افتاده باشد، تعیین می‌نمایند. به طور نمونه در جدول (۲)، سال ۱۳۶۷ به عنوان چنین سالی انتخاب شده است. در این حالت با دو دوره مواجه خواهیم بود. دوره اول که مربوط به فاصله سالهای (۱۳۶۶-۱۳۶۳) می باشد و دوره دوم فاصله سالهای (۱۳۸۳-۱۳۶۸) را شامل می‌شود. 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 ۵ 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 ۵ صدم نمی‌باشد (۰/۲۳۰۵)، همچنین معیار حداکثر راستنمایی[2] نیز معادل ۳,۶ بوده و احتمال آن نیز بین صفر و ۵ صدم (۰,۳۰۴۵) نمی‌باشد. 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 می‌باشد.

جدول ۲. نتایج مربوط به آزمون شکست ساختاری چاو

آزمون شکست ساختاری چاو			
آماره F	۲,۴	احتمال	۰,۲۳۰۵
معیار حداکثر راستنمایی(LR)	۳,۶	احتمال	۰,۳۰۴۵

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

1. Chow Breakpoint Test
2. Likelihood Ratio(LR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

۳-۳.تعیین تعداد وقفه‌های بهینه و شکل الگوی خودتوضیح 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 که جملات خطا[1] فرضیات کلاسیک را دارا می‌باشند.[2] 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.

$$LPI = [DLGI\ ,\ DLIN\ ,\ DLGDP\ ,\ DLOL\ ,\ DLNS\ ,\ DLRANT\ ,\ DLLO\ ,\ DLP\ ,\ DLL\ ]$$

اکنون الگوی مورد بررسی برای سرمایه گذاری بخش خصوصی در قالب بردار LPI که در آن بردار LPI شامل متغیرهای زیر است، در نظر گرفته می شود: (۵)

بردار PI به گونه‌ای مقید شده است که فعلاً در بردارندهٔ متغیرهای عرض از مبدأ معادلات نیز باشد. پس از تنظیم الگو، با استفاده از روش خودتوضیح برداری غیر مقید[3] در نرم افزار مکروفیت[4] اقدام به تعیین وقفه مناسب شده است که نتایج آن در جدول (۳) مشاهده می‌شود.

جدول ۳. تعیین تعداد وقفه بهینه برای الگو

براساس‌مشاهدات‌مربوط‌به‌دوره ۲۰ساله‌رتبه‌VARبرابر واحد تعیین می‌شود			
SBC	AIC	LL	رتبه
-۱۰۳,۷	-۸۵,۴	-۶۳,۲	۲
-۸۷,۶	-۷۸,۶	-۵۹,۳	۱
-۱۴۹,۸	-۱۴۸,۷	-۱۴۲,۵	۰

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

معیار آکائیک: Akaike Information Criterion(AIC)

معیار حداکثر راستنمایی:Maximized Log-Likelihood LL

معیار شوارز بیزین: SBC. Schwarz Bayesian Criterion

1. Error Terms

۲. برای مطالعه بیشتر ر.ک :گجراتی، ۱۳۷۶.

3. Unrestricted VAR

4. Micro fit

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

با توجه به جدول (۳) چون قدر مطلق کوچکترین مقدار پارامتر آکائیک برابر ۷۸/۶ می‌باشد، لذا وقفهٔ 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 ریشهٔ واحد انجام شده بر روی متغیرهای فوق این مساله را تأیید می‌کنند که تمامی آنها I(1) هستند. بدین ترتیب با تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها، اولین قدم در به کارگیری روش جوهانسن برداشته شده است.[1] در روش مورد استفاده، الگوی کوتاه مدت، فاقد روند زمانی بوده و تنها دارای عرض از مبدأ می‌باشد.[2] 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[3] در جدل (۴) ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول می‌توان وجود یک ($r = 1$) بردار همگرا را پذیرفت. چرا که مقدار آمارهٔ آزمون در این رابطه ۳۱/۶ می‌باشد که از مقادیر بحرانی ۳۳/۷ در سطح ۹۵ درصد و ۳۱/۹ در سطح ۹۰ درصد کمتر می‌باشد. همچنین مطابق نتایج جدول (۴)، وجود دو ($r = 2$) بردار همگرا تأیید می‌شود. زیرا کمیت آمارهٔ آزمون ۲/۹ کمتر از مقدار بحرانی ۱۲/۹ در سطح ۹۵ درصد و ۱۰ در سطح ۹۰ درصد است.

1. Restricted Intercepts and No Trends
2. Include an intercept but not a trend
3. Trace and Maximal Eigen value Tests

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

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

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

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 همگرای منحصر به فرد در فضای هم‌انباشتگی وجود دارد، و از طرفی هر ترکیب خطی از بردارهای پایا (هم انباشتگی) نیز بردارهای پایایی را به دست می دهند، لذا می توان با اعمال قید بر روی روابط هم انباشتگی، رابطهٔ 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 α_{ij} در الگوی نامقید است. لزوم و چگونگی انجام آزمون شناسایی روابط هم‌انباشتگی توسط جوهانسن و جوسیلیوس (Johansen & Juselius, 1990) به تفصیل مورد بحث قرار گرفته است.[۱]

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، و نکتهٔ قابل توجه در این پژوهش این است که اولاً، سه حالت از پنج حالت

۱. برای مطالعه بیشتر، ر.ک: نوفرستی، ۱۳۷۸.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

ممکن که قبلاً بحث شد، مورد تفسیر واقع می‌شوند. ثانیاً، در مواردی که λ_{max} تعداد بردارهای همگرا را ۲ تعیین کرده، تنها بردار اول معنی‌دار شده است. در نتیجه ملاک ارزیابی در این تحقیق در هر سه مورد λ_{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[1] باشد، می‌باید دقیقاً یک قید بر ضرایب معادلهٔ الگو اعمال کرد. از این رو قید زیر را بر ضریب متغیر وابستهٔ الگو ($\alpha_1 = 1$)تحمیل کرده و مجدداً ضریب آن برآورد می‌شود. قید اعمال شده بر متغیر وابستهٔ الگو با این قصد بوده است که رابطه‌ای 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 می‌کند. برای رفع این محدودیت باید ضریب متغیر وابسته را برابر با یک قرار داده و ضرایب متغیرهای مستقل را با استفاده از نرم‌افزار 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 تأثیر منفی و قابل توجه این عوامل (قوانین و مقررات، عدم امنیت و حقوق مالکیت و رانت) بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است؛ به طوری که هر واحد افزایش رانت، موجب کاهش تقریباً ۸ واحدی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. یا مثلاً کاهش امنیت، موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌میزان حداقل ۶واحدمی‌شود. از طرفی اثر تورم روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منفی بوده است. افزایش تورم که نوعی نااطمینانی نیز محسوب می‌شود، به ازای هر واحد، موجب کاهش ۱/۳ واحد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. همچنین به ازای یک واحد افزایش در GDP، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان تقریباً ۱۸ واحد افزایش می‌یابد.

LPI = ۹/۵۶ + ۱۷/۹۵ DLGDP-۰/۸۷ DLGI +۰/۶۱DLOL-۶/۳۳DLNS -۸/۱۳DLRANT –۲/۲۴ DLIO-۱/۳۲DLP (۵)
(۸/۲۸) (۹/۵۳) (۵/۴۶) (۳/۶۵) (۵/۲۱) (۷/۴۲) (۳/۹۷) (۳/۴۲)

معادله (۵) با جزئیات بیشتری نارسایی‌های حقوقی، قضایی و نهادی را همراه با سایر متغیرها روشن می‌سازد. تفکیک نهادها به صورت دقیق‌تر و روشن‌تر 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 دهندهٔ آن است که هر یک به نوبه

1. Just identified

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

خود مشکلاتی را برای سرمایه‌گذاری خصوصی فراهم می‌سازند. و جالب اینجاست که وقتی که با هم دیده می‌شوند، تأثیر هم افزایی منفی دارند و با جمع کردن آنها، 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.

$$LPI = \underset{(۱۰/۳)}{-۴/۶\ DLGI} - \underset{(۵۸/۶)}{۳۱/۷\ DLIN} + \underset{(۵۰/۲)}{۳۱\ DLGDP} + \underset{(۲۸/۳)}{۱۸/۶DLL} \underset{(۶/۶)}{-۲/۸DLP(۶)}$$

یافته‌های تحقیق در روش فوق الذکر نشان می‌دهد 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 دهندهٔ 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 دهندهٔ بالا بودن هزینه سرمایه‌گذاری در کشور است. متغیر نهادها نیز منفی است و گویای آن است که مسائلی نظیر عدم

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

امنیت سرمایه‌گذاری و حقوق مالکیت، بوروکراسی 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. [۱]

به طور کلی تخمین های ارائه شده در روابط (۵) و (۶) دارای ضرایب معنادار می‌باشند و الگو های 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 فعالیت‌های اقتصادی می‌نماید.

متغیر تورم که نوعی نااطمینانی است و یا به عنوان هزینه سرمایه‌گذاری، جانشین مناسبی برای نرخ بهرهٔ بانکی است، نشان می‌دهد که هر واحد افزایش، موجب کاهش ۱/۳ واحد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. اما به ازای یک واحد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی، میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به اندازهٔ ۱۸ واحد افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در این تحقیق تأثیر نهادهایی نظیر نااطمینانی در حقوق مالکیت، عدم امنیت اقتصادی و مسأله 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،

۱. 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).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

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 تـأثیر خـود را بـر سـرمایه‌گـذاری بخـش خصوصی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

۴. تجزیه واریانس[1] الگوی برداری PI

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد کـه در دورهٔ اول ۱۰۰ درصـد توضیحات LPI توسط خودش صورت می‌گیرد و سهم سایر متغیرها ناچیز می‌باشد. اما بـا افـزایش دوره بررسی، تأثیر این متغیرهای مستقل در توضیح LPI افزایش می‌یابد؛ بـه طـوری کـه در دورهٔ دهم تنها ۲۸ درصد از توضیحات LPI توسط خودش و بقیه توسط متغیرهای اثرگذار توضـیح 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 درصـد تغییـرات سـرمایه گـذاری بخـش 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 مقـررات توضـیح داده شـده اسـت. تـأثیر مخارج با وقفه دولت و تورم، کمتر از سایر متغیرهای مستقل می‌باشد؛ بـه نحـوی ک در دورهٔ دهـم ۱۱ درصد از تغییرات مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی توسـط عامـل تـورم و ۱۰ درصـد آن توسـط مخارج دولتی توضیح داده می‌شود(جدول ۵).

جدول۵. تجزیه واریانس بردار PI

دوره	LPI	DLGI	OLGDP	DLOL	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	/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

1. Variance Decomposition

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

۵. بررسی تابع واکنش آنی[1] بردار PI

براساس نتایج به دست آمده بیش از ۱۰ سال طول می‌کشد تا شوک وارد شده به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خنثی شود. نتیجه مذکور گویای این واقعیت است که شوک های وارد شده بر متغیر مورد بررسی در کوتاه‌مدت قابل بر طرف نبوده و حداقل ۱۰ سال طول می‌کشد تا سرمایه‌گذاری خصوصی بتواند سطح تعادلی خود را به دست می‌آورد.

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[2]

جهت به دست آوردن رابطه بین الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت از مکانیسم تصحیح خطا استفاده می‌شود. به‌عبارتی، بعد از اعمال قیود خطی بر بردارهای همگرایی، می‌توان با استفاده از مکانیسم مذکور، ضریب نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به دست 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 می گیرد و چنانچه در کوتاه مدت شوکی بر سرمایه گذاری خصوصی وارد شود، حداقل ۱۰ سال طول خواهد کشد تا این متغیر در بلند مدت به سمت مقدار تعادلی خود، همگرایی داشته باشد.

1. Impulse Response Function
2. Erorr Correction Mechanism(ECM)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

جدول ۶. الگوی تصحیح خطا برای LPI به روش همگرایی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	۰,۴۵	۰,۱۸	۲,۵
Ecml	-۰/۱۱	-۰,۰۶	۲,۶
۰/۹۱۰۳۵	R-squared		
۰/۹۵۱۶۴	S.E.of Regression		
۲/۰۲	D.W-Statistic		

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 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 مسأله 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

منابع و مآخذ

ختایی، محمود (۱۳۸۵) اثر نرخ رسمی پیش بینی شده برسطح سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران؛ پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهران.

گجراتی، دامودار (۱۳۷۶) اقتصادسنجی کاربردی، جلد اول؛ ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی؛ انتشارات چشمه.

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 D.C.

Aizenman, Joshua and Nancy Marion (1993) Macroeconomic Uncertainty and private investment, Economic Letters 41: 201-210.

Anderson, pall and David Gihen (1995) Macroeconomic Policies and Growth; Research Discussion paper 9507, Reserve Bank of Australia.

Avesti, P. (1985) Is There Crowding out of Private Bxpenditure by Fiscal Actions?; In Avesti; F and T.Skouras eds Post Keynsian Economics Theory, Armonk, NewYork, M.E. Sharpe.

Balassa, B.(1988) 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 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.

Barro, R.J.(1995) Economic Growth in a Cross Section of Countries, The Quarterly Journal of Economics, May, pp. 407-443.

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.

Bleaney, M.F. (1996) Macroeconumic 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.

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 D.C.

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.

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 C.Patillo (2000) Investment and Risk in Africa; Macmillan.

Collier, P. and J.W. Gunning (1999) Explaining African Economic Performance; Journal of Economic Literature, 37, March, pp 64-111.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

Dollar, David, Mary Harvard – Driemeier and Taye Mengistae (2003) Investment Climate and Firm Performance in Developing Economies; Development Research Group, World Bank, Washington D.C.

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 Lawewnce 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 D.C.

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 D.C.

Hadjimichael, Michael T. and Dhaneshwar Ghura (1995) Public Policy and Private Savings and Investment in sub-Sahran 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 Autorgressive 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]

Luintel, Kul B. and George Mavrotas (2005) Examining Private Investment Heterogeneity Evidence from Panel; United Nations University, Discussion paper No. 2005/11 December.
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 – Harrodian Perspective; Working Paper, No. 315.
Ndikumana, L. (2000) Financial Determinants of Domestic Investment in Sub-saharan Africa; World Development, 28 2, pp. 381-400.
Nunn, Nathan (2005) Relationship Specify, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade; University of British Columbia, Quarterly Journal of Economics, 2006.
Nurkse, R. (1953) Problems of Capital Formation in Under Developed Countries; NewYork, Oxford university press.
Pesaran, M.H. (1995) Planning and Macroeconomic Stabilization in Iran; DAE Working Papers, Amalgamated Series. No. 9508. Cambridge University.
Phillip Arestis and Thanos Skouras 1986, Post Keynesian Economics Theory, Armonk, NewYork, M.E.Sharpe.
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 D.C. World Bank, Country Economics Department Washington, D.C.
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.
Valadkhani, Abbas (2004) What Determines Private Investment in Iran?; International Journal of Social Economics, Vol. 31, No. 5/6.
Wai, T.U., and Wong, C.H. (1982) Determinants of Private Investment in Developing Countries; Journal of Development Studies, 19 1, pp. 19-36.
World Bank (2000-1) Attacking Poverty; Washington DC. World Development Report.
World Bank (2006) Doing Bussiness, Protecting Investors; Washington D.C.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.4.8]