

آزمون معمای فلدشتاین - هوریوکا در ایران (با تأکید بر نقد لوکاس)

محمدعلی احسانی^{۱*}

صالح طاهری بازخانه^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۳۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۹

چکیده

بررسی رابطه‌ی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری یکی از موضوعات اساسی در اقتصاد کلان است. این مهم پس از مطالعه‌ی فلدشتاین و هوریوکا (۱۹۸۰) توجه بیش‌تری را به خود جلب کرده است. براساس معمای فلدشتاین - هوریوکا، در کشورهایی با تحرک بین‌المللی اندک سرمایه، بین نرخ سرمایه‌گذاری و نرخ پس‌انداز داخلی ارتباطی مثبت و ضعیف برقرار است. در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی اثر غیرخطی پس‌انداز بر سرمایه‌گذاری در ایران می‌پردازد. برای این منظور، از رهیافت چرخشی مارکوف در سه بازه‌ی زمانی قبل و بعد از پیروزی انقلاب اسلامی و هم‌چنین طی ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در بازه‌ی زمانی اول، ضریب پس‌انداز - فارغ از وضعیت سرمایه‌گذاری - مقدار کمی داشته و معمای فلدشتاین - هوریوکا صادق است. در بازه‌های زمانی دوم و سوم، اثرگذاری پس‌انداز از ثبات برخوردار نبوده و شدیداً به وضعیت سرمایه‌گذاری بستگی دارد؛ ضریب پس‌انداز هنگامی که سرمایه‌گذاری در فاز رکود باشد کم‌تر از ۰/۵ برآورد شده است، با بهبود وضعیت سرمایه‌گذاری و خروج از رکود، ضریب مذکور بیشتر از ۰/۵ خواهد شد. در مجموع، با در نظر گرفتن نقد لوکاس مبنی بر تغییر انتظارات عواملان اقتصادی، نمی‌توان معمای فلدشتاین - هوریوکا را برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار داد.

کلیدواژه‌ها: پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، معمای فلدشتاین - هوریوکا، الگوی چرخشی مارکوف.

طبقه‌بندی JEL: F41, C34, E21.

Email: m.ehsani@umz.ac.ir

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران (*نویسنده مسئول)

Email: saleh.taheri@yamil.com

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی - اقتصاد پولی دانشگاه مازندران

۱. مقدمه

بررسی رابطه‌ی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری یکی از مباحث مورد علاقه‌ی تحلیل‌گران اقتصاد کلان بوده است. در یک اقتصاد بسته، معمولاً بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز داخلی رابطه‌ای مثبت و قوی برقرار است؛ اما در اقتصاد باز، ممکن است رابطه‌ی مذکور وجود نداشته باشد. فلدشتاین و هوریوکا^۱ (۱۹۸۰) بیان می‌کنند که تحرک بین‌المللی سرمایه^۲ نقش مهمی در رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز دارد؛ در صورت تحرک کامل سرمایه، پس‌انداز به سمت مکان‌هایی که بالاترین بازدهی را داشته روانه شده و رابطه‌ی میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی از بین می‌رود. متقابلاً، در صورت تحرک اندک سرمایه، بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز داخلی ارتباطی مثبت و قوی وجود خواهد داشت. آن‌ها این ایده را برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه‌ی اقتصادی^۳ (OECD) آزمون کردند و برخلاف انتظار، ضریب هم‌بستگی بالایی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به‌دست آوردند. این تناقض بعدها به معمای فلدشتاین و هوریوکا (تا انتهای مقاله معمای F-H) شهرت یافت.

هو^۴ (۲۰۰۰) استدلال می‌کند رابطه‌ی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به تغییرات رژیم حساس بوده و در نظر نگرفتن آن، پیام صحیحی از درجه‌ی تحرک بین‌المللی سرمایه در اختیار قرار نمی‌دهد. تلالتار^۵ و همکاران (۲۰۰۷) بیان می‌کنند بحث مطرح‌شده توسط هو (۲۰۰۰)، ریشه در نقد لوکاس^۶ دارد. لوکاس (۱۹۷۶) نشان داد هنگامی که کارگزاران بر اساس تمامی اطلاعات خود بهینه‌یابی می‌کنند، پارامترهای تخمین زده شده در یک الگو می‌توانند نسبت به تغییرات ناشی از سیاست‌گذاری‌ها واکنش نشان داده و تغییر کنند. در این راستا، پژوهش حاضر معمای F-H را در ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. برای این منظور، از رهیافت چرخشی مارکوف^۷ استفاده شده است. مقاله مشتمل بر شش بخش است:

پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری اختصاص یافته است. بخش سوم مطالعات پیشین را بررسی کرده و تفاوت این مقاله را با مطالعات مرتبط نمایان می‌سازد. در بخش چهارم به الگوی چرخشی مارکوف پرداخته شده و نتایج حاصل از تخمین به کمک این رهیافت، موضوع اساسی بخش پنجم مقاله است. در بخش پایانی جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

-
1. Feldstein and Horioka
 2. International Capital Mobility
 3. Organization Economic Cooperation and Development
 4. Ho
 5. Telatar
 6. Lucas Critique
 7. Markov Switching

۲. مبانی نظری

واژه‌ی معما به حالتی اطلاق می‌شود که یافته‌های تجربی با مبانی نظری ناسازگار باشد. فلدشتاین و هوریوکا (۱۹۸۰) همبستگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی را برای کشورهای OECD آزمون کردند. برای این منظور، آن‌ها رابطه‌ی (۱) را برای کشورهای OECD تخمین زدند.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

که در آن I ، S ، Y ، β و ε به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، تولید ناخالص داخلی، شاخص اندازه‌گیری تحرک سرمایه (ضریب F-H) و جزء خطا می‌باشند. در رابطه‌ی فوق آن‌چه اهمیت دارد ضریب β است و انتظار می‌رود مقدار آن بین صفر و یک باشد. چنانچه $\beta = 1$ باشد، تمام سرمایه‌گذاری داخلی توسط پس‌انداز داخلی تأمین مالی می‌شود و عدم تحرک بین‌المللی سرمایه را بازتاب می‌دهد. در مقابل، مقدار کوچک و نزدیک به صفر β ، نشان‌دهنده‌ی شدت تحرک بین‌المللی سرمایه است.

فلدشتاین و هوریوکا (۱۹۸۰) بیان می‌کنند با توجه به تحرک نسبتاً بالای سرمایه در کشورهای مورد بررسی، انتظار می‌رود مقدار ضریب β کوچک و نزدیک به ۰/۱ باشد. آن‌ها مقدار ضریب مذکور را با استفاده از داده‌های ناخالص نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، ۰/۸۹ و با استفاده از داده‌های ناخالص نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، ۰/۹۴ به دست آوردند. به این مفهوم که با افزایش نرخ پس‌انداز داخلی به اندازه‌ی یک دلار، چیزی در حدود ۰/۹ دلار آن صرف سرمایه‌گذاری در این کشورها می‌شود (پترسکا و بلاژوسکی^۱، ۲۰۱۳: ۲۶). بر اساس ضریب حاصله می‌توان گفت شدت تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای OECD به میزان قابل توجهی پایین است که این نتیجه با مبانی نظری مغایرت دارد. ممکن است این تناقض در روش‌شناسی فلدشتاین و هوریوکا (۱۹۸۰) ریشه داشته باشد. در این راستا، هو (۲۰۰۰) استفاده از رهیافت چرخشی مارکوف را پیشنهاد می‌کند. برای به‌کارگیری رهیافت مذکور رابطه‌ی (۱) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} \left(\frac{S}{Y}\right)_t + \varepsilon_{s_t} \quad (2)$$

$$s_t = 0 \text{ یا } 1 \quad \text{و} \quad \varepsilon_{s_t} \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (3)$$

$$\alpha_{s_t} = \alpha_0(1-s_t) + \alpha_1 s_t \quad (4)$$

$$\beta_{s_t} = \beta_0(1-s_t) + \beta_1 s_t, \quad \beta_0 < \beta_1 \quad (5)$$

$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_0^2(1-s_t) + \sigma_1^2 s_t \quad (6)$$

$$Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p \quad Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 0] = 1-p \quad (7)$$

$$Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = q \quad Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 1] = 1-q$$

تمامی اجزای تصادفی روابط فوق (پارامترهای α_{s_t} ، β_{s_t} ، $\sigma_{s_t}^2$ و جزء اخلاص) تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت s_t می‌باشند. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (غیرقابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند. در این جا فرض می‌شود s_t می‌تواند دو حالت به خود گرفته و از فرآیند مرتبه‌ی اول مارکوف با احتمال انتقال p و q پیروی می‌کند. این دو حالت $s_t = 0$ و $s_t = 1$ بوده و به ترتیب به عنوان رکود و رونق در سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شوند. به عقیده‌ی تلاتار و همکاران (۲۰۰۷)، از آن جایی که چنین تصریحی پارامترها را ثابت فرض نمی‌کند و امکان تغییر انتظارات عاملان اقتصادی را در نظر می‌گیرد، نقد لوکاس (۱۹۷۶) را مورد توجه قرار می‌دهد.

۳. پیشینه‌ی پژوهش

یافته‌های فلدشتاین و هوریوکا (۱۹۸۰) کانون بحث پژوهشگران در سه دهه‌ی گذشته بوده است که در ادامه به اهم آن‌ها اشاره می‌شود.

۳-۱. مطالعات خارجی

هو (۲۰۰۰) انتقادی جدی به روش‌شناسی فلدشتاین و هوریوکا وارد کرده و اعتقاد دارد ثابت انگاشتن ضریب F-H در طول زمان یک فرض غلط است. وی با استفاده از روش چرخشی مارکوف ضریب پس‌انداز را در تایوان طی دوره‌ی ۱۹۹۵:۴ - ۱۹۷۹:۱ برآورد کرده است. محقق با برآورد دو رژیم متفاوت برای سرمایه‌گذاری، دو ضریب متفاوت برای پس‌انداز به‌دست آورده است؛ رژیم صفر $0/۴۳$ و در رژیم یک $0/۰۹$ از این‌رو، وی عنوان می‌کند ضریب مذکور بیش از آن که متأثر از تحرک سرمایه

۱. مباحث مربوط به الگوهای چرخشی مارکوف به‌طور مفصل در قسمت چهارم مقاله قرار دارد. در این جا صرفاً به منظور آشنایی با یکی از انتقادی جدی وارد بر معمای F-H که مبنای نظری پژوهش حاضر می‌باشد، حالت خاصی از الگوهای مذکور تبیین شده است.

باشد، تحت تأثیر وضعیت سرمایه‌گذاری است؛ زیرا در دوره‌ی زمانی مذکور تایوان آزادسازی مالی قابل توجهی را تجربه کرده است.

آبوت و دویتا^۱ (۲۰۰۳) با در نظر گرفتن محدودیت بین دوره‌ای بودجه‌ی دولت و به‌کارگیری روش خود رگرسیون با وقفه‌ی توزیعی^۲ (ARDL) نشان دادند، یک رابطه‌ی هم‌جمعی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در انگلستان طی ۱۹۹۹:۴ - ۱۹۵۵:۱ وجود دارد. درعین حال پس از سال ۱۹۷۱ این رابطه تضعیف شده و معمای F-H سنجه‌ی ضعیفی برای تبیین وضعیت تحرک بین‌المللی سرمایه محسوب می‌شود.

تلاتار و همکاران (۲۰۰۷) برای آزمون معمای F-H در برخی کشورهای اروپایی^۳ طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۷۰ از روش چرخشی مارکوف استفاده کردند. نتایج حاکی از عدم ثبات ضریب F-H طی دو رژیم برای سرمایه‌گذاری در تمام کشورهای مورد بررسی بوده است. از این‌رو، آنها اظهار می‌کنند در بررسی معمای F-H تغییر ضریب پس‌انداز در طی زمان یک نکته‌ی کلیدی به‌شمار می‌رود.

اوانز^۴ و همکاران (۲۰۰۸) برای بررسی تغییرات زمانی ضریب F-H طی بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۸۸۰ (با استفاده از حداکثر داده‌های موجود برای هر کشور) در کشورهای استرالیا، آرژانتین، ایالات متحده‌ی آمریکا، انگلستان، ایتالیا، سوئد، ژاپن و کانادا از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان^۵ استفاده کرده و دریافته‌اند که ثبات ضریب F-H در طول زمان برای کشورهای مذکور قویاً رد می‌شود. ریس گومز^۶ و همکاران (۲۰۰۸) به تخمین ضریب F-H برای کشورهای آرژانتین، برزیل و شیلی با استفاده از دو روش OLS و پارامتر متغیر پرداخته‌اند. آنها با استناد به کم‌تر بودن خطای مجذور میانگین مربعات روش پارامتر متغیر، آن را بر OLS ترجیح داده‌اند. ضریب F-H در برآورد به روش پارامتر متغیر مقادیر متفاوتی را داشته است که با مبانی نظری مربوط به ورود و خروج سرمایه مغایرت دارد. از این‌رو، محققان نتیجه می‌گیرند نمی‌توان از هم‌بستگی بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز به‌عنوان معیاری برای سنجش تحرک سرمایه استفاده کرد.

راثو^۷ و همکاران (۲۰۱۰) روش گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی سیستمی^۸ (SGMM) را برای آزمون معمای F-H در ۱۳ کشور OECD طی بازه‌ی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ به کار گرفته‌اند. محققان اعتقاد دارند

1. Abbott and De Vita
2. Autoregressive Distributed Lag

۳. آلمان، انگلستان، ایتالیا، بلژیک، سوئد، دانمارک، فرانسه، فنلاند و هلند

4. Evans
5. Time-Varying Coefficients
6. Reis Gomes
7. Rao
8. System Generalized Method of Moments

در دوره‌ی قبل از نظام برتون وودز^۱، تحرک بین‌المللی سرمایه پایین بوده و معماری F-H صادق بوده است و پس از آن نتایج برعکس گزارش شده است.

باناکه و اگو^۲ (۲۰۱۱) ضریب F-H را برای ۳۷ کشور آفریقایی طی بازه‌ی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ با استفاده از روش‌های میانگین گروهی تلفیقی^۳ (PMG)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده^۴ (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا^۵ (DOLS) برآورد کرده‌اند. ضریب F-H به ترتیب روش‌های مذکور ۰/۳۸، ۰/۵۸ و ۰/۳۶ تخمین زده شدند. از آنجایی که در کشورهای آفریقایی تحرک نسبتاً پایین سرمایه است، می‌توان معماری F-H را برای آنها صادق دانست.

جوزیچ^۶ و جوزیچ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای اعتبار معماری F-H را برای کرواسی طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ بررسی کرده‌اند. برای این منظور، آنها با استفاده از روش یوهانسن^۷ وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بلندمدت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و نیز آزمون علیت گرنجری^۸ از پس‌انداز به سرمایه‌گذاری را تأیید کردند. محققان در ادامه ضریب F-H را ۰/۸۸ تخمین زده و به موجب آن معماری F-H را در کرواسی صادق می‌دانند.

بررسی اعتبار معماری F-H در استرالیا طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ موضوع مطالعه‌ی کومار و همکاران^۹ (۲۰۱۲) بوده است. آنها برای در نظر گرفتن اصلاحات مربوط به آزادسازی تجاری و بخش مالی، یک متغیر مجازی را برای سال ۱۹۸۰ لحاظ کردند. نتایج حاکی از آن است ضریب F-H برای کل دوره‌ی مورد بررسی کمی تقریباً ۰/۵ بوده و معماری F-H در فرم ضعیف آن تأیید شده است.

کننجی^{۱۰} (۲۰۱۳) اعتبار معماری F-H را برای کشورهای عضو^{۱۱} NAFTA، G7^{۱۲}، OECD و EU15^{۱۳} طی بازه‌ی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ با در نظر گرفتن امکان وجود شکست‌های ساختاری (روش هانسن^{۱۴}، ۱۹۹۲) آزمون کرده است. نتایج وی حاکی از عدم هم‌جمعی بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در کشورهای NAFTA و G7 و هم‌جمعی ضعیف در کشورهای OECD و EU15 می‌باشد. پس از تقسیم‌بندی کشورها به کشورهای باثبات و بی‌ثبات (بر مبنای وجود یا عدم شکست ساختاری)،

-
1. Bretton Woods System
 2. Bangake and Eggoh
 3. Pooled Mean Group
 4. Fully Modified OLS
 5. Dynamic OLS
 6. Jošić
 7. Johansen
 8. Granger Causality Test
 9. Kumar
 10. Ketenci
 11. North American Free Trade Agreement
 12. Group of Seven
 13. 15 Member States of the European Union
 14. Hansen

اعتبار معمای F-H تنها در کشورهای G7 تأیید شد. مقدار ضریب F-H در کشورهای باثبات و بی‌ثبات به ترتیب ۰/۷۵۴ و ۰/۸۶۴ گزارش شده است.

چن و شن^۱ (۲۰۱۵) به آزمون معمای F-H در ۹ کشور اروپایی طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۶۶ پرداخته‌اند. آنها برای لحاظ تغییرات ضریب پس‌انداز طی زمان از رهیافت چرخشی مارکوف استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تخمین حاکی از آن است در رژیم اول تحرک سرمایه اندک و در رژیم دوم تحرک سرمایه بالا بوده است. محققان معمای F-H را برای کشورهای آلمان، سوئد، دانمارک و نروژ صادق می‌دانند.

۳-۲. مطالعات داخلی

- داده‌های سری زمانی

هادیان (۱۳۷۷) با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطا^۲ نشان داد که رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز طی دوره‌ی ۱۳۷۵-۱۳۳۸ در ایران وجود داشته است؛ یعنی تحرک سرمایه در ایران طی دوره‌ی مزبور تأیید نشد.

- داده‌های تابلویی

آزمون معمای F-H در کشورهای منطقه‌ی منا و گروه هفت طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ موضوع مطالعه‌ی علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۳) بوده است. آن‌ها برای نیل به هدف تحقیق از تحلیل هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و میانگین گروهی تلفیقی (PMG) استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهش مذکور بر عدم تأیید معمای F-H در کشورهای گروه هفت و تأیید آن در کشورهای منا دلالت دارد. به‌علاوه، آنها نشان دادند که در کشورهای نفتی منطقه‌ی منا، تحرک سرمایه نسبت به کشورهای غیرنفتی پایین‌تر است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۵) به‌منظور بررسی تأثیر پس‌انداز بر سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پنلی^۳ (PSTR) استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، حد آستانه‌ای پس‌انداز برای کشورهای منتخب توسعه‌یافته و درحال توسعه به ترتیب برابر ۱۷/۸ و ۳۲ بوده و پارامتر شیب (سرعت انتقال) نیز به ترتیب ۰/۱ و ۱۰/۳ برآورد شده است. در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه متغیر نرخ پس‌انداز در هر دو رژیم بر رشد سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت دارد. با وجود این، تأثیرگذاری آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول کم‌تر

1. Chen and Shen
2. Error Correction Model
3. Penel Smooth Transition Regression

می‌باشد. نظر به نتایج حاصله، محققان معماری F-H را در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه صادق نمی‌دانند.

در جمع‌بندی مطالعات فوق‌الذکر می‌توان بیان کرد که نظر به اهمیت نظریه فلدشتاین - هوریکا، مطالعات تجربی بسیاری در این زمینه انجام شده است؛ اما جای بررسی آن برای اقتصاد ایران در قالب الگوهای غیرخطی سری زمانی خالی است که مطالعه‌ی حاضر به آن می‌پردازد.

۴. روش‌شناسی تحقیق

مدل‌های چرخشی مارکوف الگوی رفتاری، دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به صورت درون‌زا مدل‌سازی می‌کنند. در این مدل‌ها برخلاف مدل‌های سنتی (مدل‌هایی که برای نشان دادن تغییرات ساختاری از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند) امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. در عین حال، در این مدل زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۰). تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به‌عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل لحاظ شود. همچنین، این مدل‌ها فروض ضعیف‌تری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷: ۱۶۱). در حالت کلی برای بررسی ارتباط بین دو متغیر براساس مدل‌های چرخشی مارکوف می‌توان یک حالت تعمیمی به صورت رابطه‌ی (۸) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱: ۴):

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^q \beta(s_i) X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t) \quad (8)$$

در رابطه‌ی اخیر تمامی عناصر سمت راست تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) است. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. شایان توجه است در رابطه‌ی (۸) هر یک از اجزای رژیمی می‌توانند به صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند. در این صورت با چندین مدل چرخشی متفاوت مواجه خواهیم بود.

در مدل‌های چرخشی مارکوف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست؛ بنابراین نمی‌توان مشخص کرد در زمان t دقیقاً در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم اما می‌توان گفت احتمال این‌که در رژیم s_t باشیم، چه قدر است. تعیین وضعیت s_t به وسیله‌ی توابع احتمال انتقالی یک فرآیند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. به این مفهوم که براساس زنجیره‌ی K وضعیتی

مارکوف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته‌ی خودش است که برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره‌ی مارکوف از نوع مرتبه‌ی اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده (DGP) در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود (رابطه‌ی (۹)):

$$s_t, i, j \in \{1, 2, \dots, K\}, P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij} \quad (9)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $K * K$ ، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر آن (P_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد (رابطه‌ی (۱۰)):

$$\begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1k} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{k1} & P_{k2} & \dots & P_{kk} \end{pmatrix}, \sum_{j=1}^k P_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1, 2, \dots, K\}, 0 \leq P_{ij} \leq 1 \quad (10)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکوف حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی (LogL) احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_t ها نسبت به پارامترهای تصادفی است (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳: ۱۹۴).

۵. نتایج

۵-۱. آزمون ریشه‌ی واحد

در این پژوهش از داده‌های تشکیل سرمایه‌ی ناخالص و پس‌انداز ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. منبع داده‌ها بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد که پس از تغییر در تواتر و تبدیل داده‌های سالانه به داده‌های فصلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. از آنجایی که اقتصاد ایران طی پنج دهه‌ی اخیر شرایط ناهمگنی را تجربه کرده است، الگوها با در نظر داشتن سه بازه‌ی زمانی مختلف برآورد شده‌اند؛ ۱۳۵۶:۴ - ۱۳۳۹:۴، ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۵۷:۱ و ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲. با توجه به این که داده‌ها فصلی می‌باشند، به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هجی^۳ (HEGY) استفاده شده است. حالت کلی معادله‌ی رگرسیونی آزمون مذکور به صورت رابطه‌ی (۱۱) می‌باشد:

1. Data Generating Process

۲. برای این منظور از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

3. HEGY Seasonal Unit Root Test (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990))

$$y_{4t} = \sum_{i=1}^4 \mu_i D_{it} + \gamma_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

که در آن

$y_{3,t} = (-1 + L^2)y_t$ ، $y_{2,t} = (-1 + L - L^2 + L^3)y_t$ ، $y_{1,t} = (1 + L + L^2 + L^3)y_t$ ،
 $y_{4,t} = \Delta y_t = y_t - y_{t-4}$ (عملگر وقفه می‌باشد)، t روند زمانی و D_{it} متغیر مجازی برای
تفکیک فصل‌ها است. اگر در روابط برآوردی فوق $\pi_1 = 0$ باشد، سری y_t دارای ریشه‌ی واحد
غیرممتاب^۱ است. اگر $\pi_2 = 0$ باشد، سری y_t دارای ریشه‌ی واحد در تناوب نیم‌سالانه^۲، اگر $\pi_3 = 0$
باشد سری y_t دارای ریشه‌ی واحد در تناوب سالانه و نهایتاً اگر $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$
باشد، سری y_t دارای ریشه‌ی واحد فصلی^۳ می‌باشد. برای بررسی ایستایی در متغیرها^۳ فرض کلی زیر
در نظر گرفته می‌شود:

۱- فرض کلی وجود ریشه‌ی واحد سالانه $\pi_3 = \pi_4 = 0$.

۲- فرض کلی وجود ریشه‌ی واحد فصلی $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$.

۳- فرض کلی عدم وجود ریشه‌ی واحد فصلی $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$.

در صورتی که فرض سوم تأیید و دو فرض اول مورد تأیید واقع نشوند، سری زمانی موردنظر فاقد
هرگونه ریشه‌ی واحد اعم از متناوب و غیرممتاب خواهد بود. نتایج به‌کارگیری آزمون HEGY بر
روی متغیرها در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی HEGY بر روی سطح متغیرها

نام متغیر	فرض H_0	آماره‌ی محاسباتی	سطح معنی‌داری	نتیجه
LI	عدم وجود ریشه‌ی واحد فصلی و غیرممتاب	-۲/۱۸۹	۰/۵۸۳	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با دو تناوب (نیم‌سال)	-۸/۵۲۶	۰/۰۰۵***	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با یک تناوب (سالانه)	۷۱/۲۴۸	۰/۰۰***	عدم تأیید
LS	عدم وجود ریشه‌ی واحد فصلی و غیرممتاب	-۲/۱۸۲	۰/۵۱۸	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با دو تناوب (نیم‌سال)	-۱۰/۹۴۱	۰/۰۰۵***	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با یک تناوب (سالانه)	۱۲۳/۲۸۹	۰/۰۰***	عدم تأیید

ملاحظات: *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Nonseasonal Unit Root (Zero frequency)
2. Seasonal Unit Root (2 quarters per cycle)
3. Seasonal Unit Root (4 quarters per cycle)

مطابق نتایج، فرض سوم مورد تأیید واقع نشده و سری‌های زمانی لگاریتم سرمایه‌گذاری و پس‌انداز دارای ریشه‌ی واحد فصلی و غیرمتناوب می‌باشند. از این‌رو آزمون ایستایی HEGY، بر روی نرخ رشد متغیرهای مذکور به کار گرفته شد که خلاصه‌ی نتایج آن در جدول (۲) ذکر شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی HEGY بر روی نرخ رشد متغیرها

نام متغیر	فرض H_0	آماره‌ی محاسباتی	سطح معنی‌داری	نتیجه
ΔLI	عدم وجود ریشه‌ی واحد فصلی و غیرمتناوب	-۳/۹۸۱	۰/۰۱۵**	تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با دو تناوب (نیم‌سال)	-۸/۴۳۷	۰/۰۰۵***	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با یک تناوب (سالانه)	۷۰/۱۲	۰/۰۰***	عدم تأیید
ΔLS	عدم وجود ریشه‌ی واحد فصلی و غیرمتناوب	-۵/۷۱۶	۰/۰۰۵***	تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با دو تناوب (نیم‌سال)	-۱۰/۸۵۷	۰/۰۰۵***	عدم تأیید
	وجود ریشه‌ی واحد فصلی با یک تناوب (سالانه)	۱۲۳/۱۱	۰/۰۰***	عدم تأیید

ملاحظات: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد، نرخ رشد متغیرهای به کار رفته ایستا بوده و فاقد هرگونه ریشه‌ی واحد اعم از متناوب و غیرمتناوب هستند.

۵-۲. برآورد الگو و تحلیل نتایج

در الگوهای چرخشی مارکوف تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها مهم‌ترین مرحله است. برای تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها با توجه به وجود پارامترهای مزاحم^۱ (احتمال انتقالات) در فرضیه‌ی صفر، آزمون حداکثر راست‌نمایی (LR^2) دارای توزیع استاندارد نخواهد بود و در نتیجه نمی‌توان از آن برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولیزگ^۳، ۱۹۹۷: ۱۴۴). برای رفع این مشکل، هانسن^۴ (۱۹۹۲، ۱۹۶۶) و گارسیا^۵ (۱۹۹۸) نحوه‌ی تعیین نوع آزمون LR برای تعیین تعداد بهینه‌ی رژیم‌ها را در موارد خاصی از مدل چرخشی مارکوف ارائه کرده‌اند، اما روش‌های ارائه شده قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارد (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۷). چون این آزمون نیازمند محاسبات بوده و تنها به صورت محدود در مورد توزیع جانبی آزمون استاندارد LR ارائه شده است و برای سیستم‌های برداری نیز غیرعملی هستند. همچنین این آزمون‌ها در عمل گرایش به کم‌تر اندازه‌ی محاسبه شدن داشته و از قدرت کم برخوردار هستند (کرولیزگ، ۲۰۰۱: ۳۵۷). علاوه بر این آزمون LR، می‌توان از معیار اطلاعاتی آکائیک

1. Nuisance Parameter
2. Likelihood Ratio
3. Krolzig
4. Hansen
5. Garcia

(AIC^1) نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و اسپاگنولو^۲ (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات و تغییرات در پارامترها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار AIC تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با وجود این، در اکثر مطالعات تجربی تعداد رژیم‌ها براساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود (برقی اسکویی و شهباززاده، ۱۳۹۳: ۸۰). در مجموع، علاوه بر آزمون LR هانسن (۱۹۹۲ و ۱۹۹۶) و گارسیا (۱۹۹۸)، تعداد وقفه‌ها و رژیم‌ها بر اساس معیار AIC و قضاوت محققان براساس آزمون‌های تشخیص و نمودارها مشخص می‌شود (فلاحی^۳، ۲۰۱۱: ۴۱۶۷). در این مطالعه، برای برآورد الگوی چرخشی مارکوف ابتدا تابع حداکثر درستی براساس توزیع نرمال شکل گرفته و سپس از الگوریتم SQPF برای حداکثرسازی تابع لگاریتم درستی نسبت به پارامترهای تابع استفاده شده است. براساس مطالب ذکر شده، نتایج تمامی آزمون‌ها و برآوردهای مربوط به رابطه‌ی (۲) در جدول‌های (۳) تا (۸) و شکل (۱) آورده شده است. جدول (۳) نتایج نخستین مرحله از فرآیند تخمین را به ازای دوره‌های مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج آزمون LR

دوره‌ی زمانی	آماره‌ی آزمون	مقدار آماره‌ی آزمون	سطح معنی‌داری
۱۳۳۹:۴ - ۱۳۵۶:۴	$\chi^2 (6)$	۴۲/۴۷	۰/۰۰***
۱۳۵۷:۱ - ۱۳۹۱:۴	$\chi^2 (8)$	۹۰/۶۵	۰/۰۰***
۱۳۴۷:۲ - ۱۳۹۱:۴	$\chi^2 (10)$	۱۰۲/۴۸	۰/۰۰***

ملاحظات: *** نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول فوق، برای هر سه بازه‌ی زمانی مقدار آماره‌ی آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین، الگوی چرخشی مارکوف بر الگوی خطی برتری دارد. در مرحله‌ی بعد، براساس آماره‌های ذکر شده به تعیین وقفه مناسب و نهایتاً مدل بهینه تعیین پرداخته می‌شود. براساس آماره‌ی AIC ، برای بازه‌ی زمانی اول، دوم و سوم، به ترتیب ۳، ۴ و ۵ وقفه‌ی بهینه برای پس‌انداز تعیین شد^۴. در مجموع، مدل بهینه دو رژیمی جزء خودرگرسیون سرمایه‌گذاری را در بر ندارد و تمام اجزاء آن (عرض از مبدأ، ضرایب) وابسته به رژیم هستند^۵. جدول (۴) به بررسی اعتبار الگوهای انتخابی اختصاص دارد.

1. Akaike Information Criterion
2. Saradakis and Spagnolo
3. Fallahi

۴. مطابق آماره‌های مقتضی برای بازه‌ی زمانی اول، متغیر بدون وقفه پس‌انداز از تحلیل حذف شد.

۵. برای بازه‌ی زمانی سوم انحراف معیار نیز وابسته به رژیم تعیین شد.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های خوبی برازش

بازه‌ی زمانی	آزمون نرمال بودن		ناهمسانی واریانس ARCH		خودهمبستگی پورتمن ^۱	
	آماره‌ی آزمون	مقدار آماره	آماره‌ی آزمون	مقدار آماره	آماره‌ی آزمون	مقدار آماره
۱۳۵۶:۴ - ۱۳۳۹:۴	$\chi^2 (2)$	۶/۹۴**	F(۱ و ۵۶)	۶۴/۷۳***	$\chi^2 (12)$	۵۵/۷۱۸***
۱۳۹۱:۴ - ۱۳۵۷:۱	$\chi^2 (2)$	۹/۴۴**	F(۱ و ۱۲۳)	۹۱/۵۹**	$\chi^2 (12)$	۸۶/۷۳**
۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲	$\chi^2 (2)$	۱۱/۴۵۶***	F(۱ و ۱۵۹)	۷۵/۳۵۶***	$\chi^2 (13)$	۱۷۹/۴۳***

ملاحظات: *** و ** نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشند.
منبع: یافته‌های تحقیق

طبق جدول فوق، توزیع جملات اخلاص مدل‌های انتخاب شده نرمال بوده و واریانس همسان دارند. افزون بر این، نتایج آزمون پورتمن نشان می‌دهد جملات اخلاص عاری از خودهمبستگی هستند و انتخاب وقفه‌ها براساس حداقل معیار AIC به درستی صورت گرفته است. در مجموع طبق نتایج حاصله، صحت و اعتبار مدل‌های انتخابی مورد تأیید قرار می‌گیرد. جدول (۵) نتایج حاصل از تخمین الگوی چرخشی مارکوف مذکور را برای معادله‌ی (۲) در بازه‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکوف

۱۳۴۷:۲ - ۱۳۹۱:۴		۱۳۵۷:۱ - ۱۳۹۱:۴		۱۳۳۹:۴ - ۱۳۵۶:۴		بازه زمانی	
آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	متغیر	
-۲/۳۱**	-۰/۰۰۳	-۵/۹۹**	-۰/۰۱۲	-۱/۶۶	-۰/۰۰۴	رژیم ۰	عرض از مبدأ
۲/۰۲**	۰/۰۰۸	۱۰/۳***	۰/۰۴۲	۹/۱۹***	۰/۰۵۱	رژیم ۱	
۱۰/۹***	۰/۰۱	۱۵/۶***	۰/۰۱۸	۱۱/۳***	-۰/۰۱۷	انحراف معیار جزء اخلاص	
۱۳/۵***	۰/۰۳۹					رژیم ۰	رژیم ۱
۳/۱۴**	۰/۱۹۶	۳/۲***	۰/۱۰۸	-	-	رژیم ۰	ΔLS_t
۰/۹۰۳	۰/۳۲۲	۶/۰۸***	۰/۴۴۹	-	-	رژیم ۱	
-۱/۷۹	-۰/۲۶۸	-۰/۰۲۳	-۰/۰۰۰۸	۱/۸۷*	۰/۳۴۹	رژیم ۰	ΔLS_{t-1}
-۰/۷۷	-۰/۶۷۲	۰/۵۲۳	۰/۰۴۳	-۰/۳۷۴	-۰/۰۷۳	رژیم ۱	
۰/۷۱۹	۰/۱۶۱	۰/۱۲۹	۰/۰۰۴	۰/۰۶۲	۰/۰۱۱	رژیم ۰	ΔLS_{t-2}
۰/۲۹۱	۰/۳۰۸	۰/۵۳۶	۰/۰۴۲	۰/۰۷۱	۰/۰۱۴	رژیم ۱	
۰/۷۰۴	۰/۲۱۵	-۰/۳	-۰/۰۱۰	-۰/۴۱۹	-۰/۰۶۱	رژیم ۰	ΔLS_{t-3}
۰/۷۴۹	۰/۶۷	۰/۵۳۸	۰/۰۴۲	۲/۱۳***	۰/۳۲۱	رژیم ۱	
-۱/۱۵	-۰/۳۸۹	۰/۷۷۷	-۰/۰۲۵	-	-	رژیم ۰	ΔLS_{t-4}
-۱/۸۳	-۱/۰۸	۳/۱۷***	۰/۲۸۳	-	-	رژیم ۱	
۰/۴۰۶	۰/۰۶۷	-	-	-	-	رژیم ۰	ΔLS_{t-5}
۳/۲۳***	۰/۷۴۴	-	-	-	-	رژیم ۱	
رژیم ۱	رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۰	$\sum_j^q \beta_{st}$	
۰/۷۴۴	۰/۱۹۶	۰/۷۳۲	۰/۱۰۸	۰/۳۲۱	۰/۳۴۹		

ملاحظات: * و ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۵) می‌توان گفت:

- برای دوره‌ی زمانی ۱۳۴۷:۲ - ۱۳۹۱:۴؛ تفاوت عرض از مبدأ به‌عنوان یکی از متغیرهای وضعیت در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد نرخ رشد سرمایه‌گذاری در مواجهه با تغییر در نرخ رشد پس‌انداز، از دو الگوی رفتاری متفاوت پیروی می‌کند. رژیم صفر با داشتن عرض از مبدأ منفی، نشان‌دهنده‌ی رکود در سرمایه‌گذاری و رژیم یک با داشتن عرض از مبدأ مثبت، نشان‌دهنده‌ی رونق در سرمایه‌گذاری می‌باشند. نظر به بالاتر بودن انحراف معیار در رژیم یک، می‌توان گفت زمانی که سرمایه‌گذاری در رونق بوده و نرخ رشد نسبتاً بالاتری به خود می‌بیند، نوسان بالاتری را نسبت به دوران رکود تجربه می‌کند. آنچه در تحقیق حاضر به‌منظور قضاوت در خصوص معماری F-H بیشتر مدنظر است، ضرایب با وقفه و معنی‌دار پس‌انداز تحت دو رژیم برآوردی می‌باشد. جدول فوق نشان می‌دهد در رژیم صفر، پس‌انداز تنها در حالت بدون وقفه اثر مثبت و معنی‌داری (برابر ۱/۱۹۶) بر سرمایه‌گذاری دارد. این مهم به ضرورت توجه هر چه بیشتر سیاست‌گذار در جذب سرمایه‌ی خارجی برای خروج

سرمایه‌گذاری از رکود و مساعد شدن فضای اقتصادی برای بهبود رابطه‌ی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دلالت دارد. در رژیم یک نیز تنها وقفه‌ی پنجم پس‌انداز اثر مثبت و معنی‌داری (برابر ۰/۷۴۴) بر سرمایه‌گذاری دارد. با وجود بالا بودن ضریب تخمینی در دوران رونق، این رژیم نوسان بیش‌تری را داشته و می‌تواند فضای سرمایه‌گذاری را مکدر سازد؛ بنابراین، توصیه می‌شود سیاست‌های لازم برای ثبات در روند سرمایه‌گذاری اتخاذ شود. از آنجایی که ضریب تخمین زده شده برای پس‌انداز در رژیم صفر کم‌تر از ۰/۵ بوده و در رژیم یک از این مقدار بیشتر می‌باشد، معمای F-H تنها در رژیم صفر و در دوران رکود در سرمایه‌گذاری می‌تواند برای ایران صادق باشد^۱. به علت این که ضریب حاصله ناشی از رکود در سرمایه‌گذاری است، با در نظر گرفتن نقد لوکاس می‌توان گفت در رژیم صفر نیز معمای F-H برای اقتصاد ایران صادق نیست.

- نتایج تخمین الگو با داده‌های ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۵۷:۱ نشان می‌دهد، مجموع ضرایب معنی‌دار پس‌انداز در رژیم صفر ۰/۱۰۸ و در رژیم یک ۰/۷۳۲ می‌باشد؛ بنابراین، تحلیل‌های ارائه شده برای بازه‌ی زمانی سوم در این‌جا نیز مصداق دارد.

- برای دوره‌ی قبل از پیروزی انقلاب اسلامی، ضریب پس‌انداز در رژیم صفر با یک وقفه معنی‌دار است. مقدار تخمینی مشابه دو بازه‌ی زمانی دیگر می‌باشد. بر خلاف تخمین در دو بازه‌ی زمانی دیگر، مجموع ضرایب در رژیم یک مقدار کم‌تری نسبت به ۰/۵ دارد. این مهم نشان می‌دهد، طی ۱۳۵۶:۴ - ۱۳۳۹:۴، معمای F-H فارغ از وضعیت سرمایه‌گذاری برای اقتصاد ایران صادق می‌باشد.

در مجموع، برای کشوری که تحرک بین‌المللی سرمایه‌ی اندکی را تجربه می‌کند برخلاف دلالت معمای F-H، وابستگی ضریب تخمینی برای پس‌انداز همواره بالا نبوده و علاوه بر ملاحظات مربوط به اقتصاد بین‌الملل، وضعیت سرمایه‌گذاری و رفتار وابسته به رژیم آن نیز تعیین‌کننده است. از این‌رو، می‌توان ادعا کرد اعتبار معمای F-H به وضعیت سرمایه‌گذاری بستگی داشته و آزمون آن بدون در نظر گرفتن تغییر در رفتار سرمایه‌گذاری و حرکت‌های بین رژیمی آن، نتیجه‌ی صحیحی در پی ندارد. نتیجتاً، ضریب پس‌انداز معیار مناسبی برای تشخیص درجه‌ی تحرک بین‌المللی سرمایه برای اقتصادهایی نظیر ایران به‌شمار نمی‌آید.

احتمال انتقالات بین رژیمی و ویژگی‌های رژیمی (دوام و احتمالات انباشته) یکی از خروجی‌های مهم الگوی چرخشی مارکوف است که اطلاعات ارزش‌مندی در بررسی ارتباط بین متغیرها در اختیار قرار می‌دهد. جدول (۶) به احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوی تخمین زده شده در بازه‌ی ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲ شده اختصاص یافته است.

۱. کومار و همکاران (۲۰۱۱) برای بررسی اعتبار معمای F-H مقدار ۰/۵ را مدنظر قرار داده و مقادیر بیشتر از ۰/۱ و کم‌تر از ۰/۹ را حالت ضعیف معمای F-H عنوان کرده‌اند.

جدول ۶: نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌های مربوط به الگوی برآورد شده طی ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲

احتمال انتقالات		زمان t	
		رژیم صفر	رژیم یک
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۹۱۹	۰/۰۵۹
	رژیم یک	۰/۰۸	۰/۹۴
ویژگی‌های رژیمی	متوسط دوام	۱۳/۸۳	۱۶
	احتمال جمعی	۰/۴۶۳۷	۰/۵۳۶۳

منبع: یافته‌های تحقیق

احتمال انتقالات نشان می‌دهند در صورتی که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال این که در زمان t+1 در رژیم j قرار بگیریم، چقدر است. همچنین احتمالات تجمعی نشان می‌دهند هر رژیم چند درصد از دوره‌ی زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به عبارت دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها قطع نظر از این که در دوره‌ی گذشته در رژیم صفر یا یک باشیم را نشان می‌دهد. دوره‌ی دوام نیز نشان‌دهنده‌ی متوسط دوره‌ای است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳: ۲۰۲-۲۰۱). براساس نتایج جدول (۶)، رژیم یک پایدارتر است زیرا احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم بسیار بالا بوده و حدود ۹۴٪ می‌باشد؛ به عبارت دیگر، اگر در دوره‌ی t سرمایه‌گذاری در رژیم یک باشد با احتمال تقریبی ۹۴٪ در دوره‌ی t+1 نیز در این دوره خواهد بود و با احتمال ۰/۰۵۹٪ به رژیم صفر چرخش خواهد کرد. به طور مشابه اگر در دوره‌ی t سرمایه‌گذاری در رژیم صفر باشد با احتمال تقریبی ۹۱٪ در همان رژیم و با احتمال ۰/۰۸٪ به رژیم یک تغییر وضعیت می‌یابد. ویژگی‌های رژیم‌های الگوی برآوردی نیز مؤید پایدارتر بودن رژیم یک می‌باشند چراکه رژیم یک متوسط دوام ۱۶ فصلی را داشته و از متوسط دوام رژیم (۱۳/۸۳ فصلی) صفر بیشتر است. نهایتاً بر اساس احتمالات انباشته می‌توان گفت اگر به طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۴۶/۳۷٪ در رژیم صفر و با احتمال ۵۳/۶۳٪ در رژیم یک قرار خواهد گرفت.

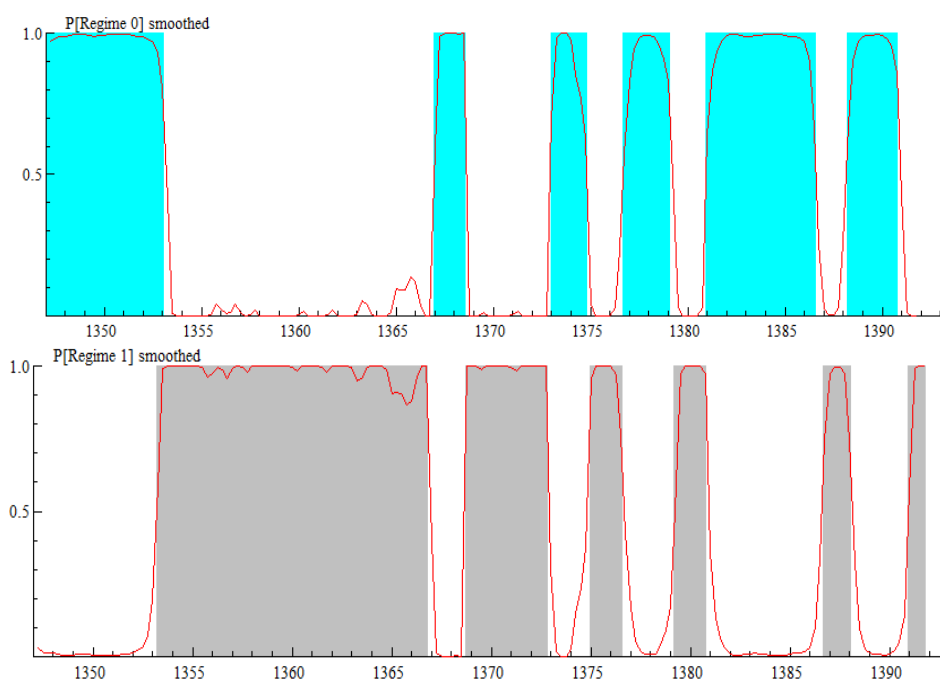
براساس نتایج الگوی تخمین زده شده، می‌توان دوره‌های زمانی که رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند را نیز محاسبه کرد. این دسته‌بندی در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: رژیم‌های صفر و یک الگوی برآورد شده به تفکیک فصل‌ها

رژیم یک	رژیم صفر
۱۳۵۳:۲ - ۱۳۶۶:۴	۱۳۴۷:۲ - ۱۳۵۳:۱
۱۳۶۸:۴ - ۱۳۷۲:۴	۱۳۶۷:۱ - ۱۳۶۸:۳
۱۳۷۵:۱ - ۱۳۷۶:۳	۱۳۷۳:۱ - ۱۳۷۴:۴
۱۳۷۹:۲ - ۱۳۸۰:۴	۱۳۷۶:۴ - ۱۳۷۹:۱
۱۳۸۶:۴ - ۱۳۸۸:۱	۱۳۸۱:۱ - ۱۳۸۶:۳
۱۳۹۱:۱ - ۱۳۹۱:۴	۱۳۸۸:۲ - ۱۳۹۰:۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول فوق، رژیم‌های صفر و یک به ترتیب دربردارنده‌ی ۸۳ و ۹۶ فصل بوده که گواهی دیگر بر پایدارتر بودن رژیم یک نسبت به رژیم صفر می‌باشد. شکل (۱) احتمال قرار گرفتن هر یک از فصل‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهد.



شکل ۱: احتمال قرار گرفتن هر فصل در دو رژیم استخراج شده

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که نمودارها نیز نشان می‌دهند مجموع احتمالات رژیم صفر و یک در هر فصل برابر یک است؛ یعنی هر فصل موردنظر در رژیم صفر و یا یک قرار دارد.^۱

جمع‌بندی و پیشنهادات

یکی از بحث‌های اساسی در اقتصاد کلان باز تحرک بین‌المللی سرمایه است. فلدشتاین و هوریکا (۱۹۸۰) بیان می‌کنند در کشورهای با تحرک بین‌المللی بالا (پایین)، هم‌بستگی پایینی (بالایی) بین نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی وجود دارد. علاوه بر این، آن‌ها ادعا می‌کنند می‌توان با تخمین ضریب نرخ پس‌انداز درجه‌ی تحرک بین‌المللی سرمایه را محاسبه کرد. آنها برخلاف چنین فرضیه‌ای، به مقدار بالایی از ضریب مذکور برای کشورهای OECD دست یافتند. از این تناقض به‌عنوان معمای فلدشتاین و هوریکا یاد می‌شود. پس از گذشت نزدیک به چهار دهه، معمای F-H مورد آزمون‌های بسیاری قرار گرفته و انتقادهای مهمی به آن شده است. در این میان، در نظر نگرفتن نقد لوکاس (۱۹۷۶) مبنی بر بی‌ثباتی ضرایب الگوها در مواجهه با تغییرات سیاستی یکی از مهم‌ترین آنها می‌باشد. در این راستا، پژوهش حاضر با به‌کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف، آزمون معمای F-H را برای اقتصاد ایران طی سه بازه‌ی زمانی قبل و بعد از پیروزی انقلاب اسلامی (به ترتیب ۱۳۵۶:۴ - ۱۳۳۹:۴ و ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۵۷:۱) و هم‌چنین طی ۱۳۹۱:۴ - ۱۳۴۷:۲ هدف خود قرار داد. بنا بر فرضیه‌ی فلدشتاین و هوریکا (۱۹۸۰)، می‌باید ضریب نرخ پس‌انداز در اقتصاد ایران - به‌عنوان کشوری که تحرک بین‌المللی سرمایه اندکی دارد - مقدار بالایی به خود بگیرد؛ اما نتایج حاصل از به‌کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف با استفاده از بازه‌های زمانی دوم و سوم فوق‌الذکر نشان داد، زمانی که سرمایه‌گذاری در رژیم صفر (رکود) بوده ضریب پس‌انداز کم‌تر از ۰/۵ و زمانی که در رژیم یک (رونق) می‌باشد، ضریب مذکور بیشتر از ۰/۵ است؛ بنابراین، زمانی که سرمایه‌گذاری در فاز رونق قرار دارد، مطابق انتظار ضریب نسبتاً بالایی میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود داشته که دال بر رد معمای F-H است. علت تأیید نشدن معمای F-H در رژیم اول وضعیت سرمایه‌گذاری می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، فضای نامناسب سرمایه‌گذاری از شدت ارتباط آن با پس‌انداز می‌کاهد. برای دوره‌ی قبل از انقلاب، ضریب مربوطه در هر دو فاز کم‌تر از ۰/۵ بود. به‌عبارت‌دیگر، در دوره‌ی مذکور نمی‌توان معمای F-H را رد کرد. از این‌رو، دو نتیجه‌ی مهم قابل حصول است: اولاً، ضریب F-H بیان صحیحی از درجه‌ی تحرک بین‌المللی سرمایه در اقتصاد ایران نیست. ثانیاً، با در نظر داشتن نقد لوکاس می‌توان این‌گونه به معمای F-H پاسخ داد که علت پایین بودن ضریب پس‌انداز، تغییر در

۱. به‌منظور رعایت صرفه‌جویی در تعداد صفحات، نتایج احتمالات و ویژگی‌های رژیم‌های برای بازه‌های قبل و بعد از پیروزی انقلاب اسلامی به پیوست مقاله موقوف شده است. نتیجه‌ی مهم حاصله از مباحث مذکور این است که بعد از انقلاب سرمایه‌گذاری مدت بیشتری در رکود قرار داشته است. بقیه‌ی موارد در صورت درخواست خوانندگان محترم ارسال خواهد شد.

رفتار عاملان اقتصادی در پی نبود چشم‌انداز مناسب در سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین، دلالت مهم پژوهش حاضر این است که در اقتصادهایی که تغییرات سیاستی را تجربه می‌کنند، به حساب آوردن نقد لوکاس در مطالعات مربوط به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری امری ضروری است.

مقدار کوچک ضریب پس‌انداز در رژیم رکود بیان‌کننده‌ی ناتوانی پس‌انداز داخلی در انتقال سرمایه‌گذاری به رژیم رونق می‌باشد؛ بنابراین، توصیه می‌شود اولاً بر اتخاذ سیاست‌هایی که منجر به افزایش پس‌انداز داخلی می‌شود توجه بیشتری داشته باشد؛ ثانیاً، فضای اقتصادی و سیاسی را برای افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهبود بخشد تا در مواقع رکود از این مجرا سرمایه‌گذاری رشد یابد. در این راستا، تشویق سرمایه‌گذاران خارجی، شناسایی و معرفی موقعیت‌های سرمایه‌گذاری و فراهم کردن بستر مناسب برای جذب سرمایه‌های خارجی ضروری به نظر می‌رسد. از آنجایی که در بازه‌ی زمانی سوم انحراف معیار در رژیم رونق نسبت به رژیم رکود بیشتر است، می‌توان ادعا کرد رونق در سرمایه‌گذاری با نوسان همراه می‌باشد. از این‌رو، توجه بیشتری به ثبات در سرمایه‌گذاری - به‌عنوان یکی از تعیین‌کننده‌های ادوار تجاری - اهمیت می‌یابد.

منابع

- ابونوری، اسمعیل و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۷). «الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۳(۳۰): ۱۷۴-۱۵۳.
- برقی اسکویی، محمدمهدی و شهباززاده، اتابک (۱۳۹۳). «بررسی رابطه‌ی علی قیمت نفت خام و طلا؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۱(۴۰): ۶۴-۳۹.
- سلمانی، بهزاد؛ برقی اسکویی، محمدمهدی؛ رزاقی، سمیه و خداوردیزاده، صابر (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر پس‌انداز بر سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته»، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۳): ۶۸-۴۵.
- علیزاده، محمد و گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). «تحرك بین‌المللی سرمایه و معمای فلداستاین -هوری اوکا: مقایسه تطبیقی کشورهای منطقه منا و گروه هفت»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۱۴: ۹۸-۶۷.
- فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). «رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۶): ۱۵۲-۱۳۱.
- مهرگان، نادر و سلمانی، یونس (۱۳۹۳). «شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف»، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۲: ۲۰۸-۱۸۳.
- مهرگان، نادر، حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱). «تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD و OPEC با تأکید بر محیط شکل‌گیری شوک‌ها و تغییرات رژیم»، *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۹: ۱۸-۱.
- هادیان، ابراهیم (۱۳۷۷). «بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تصحیح خطا»، *مجله برنامه و بودجه*، ۴۵: ۸۴-۶۹.
- Abbott, J. and De Vita, G. (2003). "Another Piece in the Feldstein--Horioka Puzzle", *Scottish Journal of Political Economy*, 50(1): 69-89.
- Bangake, C. and Eggoh, J.C. (2011). "The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: A panel cointegration analysis", *Economic Modelling*, 28(3): 939-947.
- Chen, S.W. and Shen, C.H. (2015). "Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle with regime switching: New evidence from European countries", *Economic Modelling*, 49: 260-269.
- Evans, P.; Kim, B.H. and Oh, K.Y. (2008). "Capital mobility in saving and investment: A time-varying coefficients approach", *Journal of International Money and Finance*, 27: 806-815.
- Fallahi, F. (2011). "Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP: A Markov switching (MS) causality", *Journal of Energy*, 35: 4165-4170.
- Feldstein, M. and Horioka, C. (1980). "Domestic saving and international capital flows", *Economic Journal*, 90(358): 314-329.
- Garcia R. (1998). "Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models", *Journal of International Economic Review*, 39: 763-88.
- Hansen, B.E. (1992). "The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing Markov Switching Model of GNP", *Journal Applied Econometrics*, 7: 61-82.

- Hansen, B. E. (1996). "Erratum: The Likelihood Ratio Test Under Non- Standard Conditions: Testing The Markov Switching Model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, 11: 195-199.
- Ho, T. (2000). "Regime-switching investment-saving correlation and international capital mobility", *Applied Economics Letters*, 7: 619-622.
- Jošić, H. and Jošić, M. (2012). "Testing The Validity of the Feldstein-Horioka Puzzle For Croatia", *Economic Research*, 25(3): 580-592.
- Ketenci, N. (2013). "The Feldstein-Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach", *Research in Economics*, 67(1): 76-87.
- Krolzig H.M. (1997). "Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis", *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Springer-Verlag.
- Krolzig, H.M. (2001). "Business Cycle Measurement In The Presence of Structural Change: International Evidence", *International Journal of Forecasting*, 17: 349-368.
- Kumar, S.; Webber, D.J. and Fargher, S. (2012). "Testing the validity of the Feldstein-Horioka puzzle for Australia", *Applied Economics*, 44: 599-605.
- Lucas, R. (1976). "Econometric policy evaluation: A critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19-46.
- Petreska, D. and Blazevski, N.M. (2013). "The Feldstein-Horioka puzzle and transition economies", *Economic Annals*, 58(197): 23-45.
- Rao, B.B.; Tamazian, A. and Kumar, S. (2010). "Systems GMM estimates of the Feldstein-Horioka puzzle for the OECD countries and tests for structural breaks", *Economic Modelling*, 27(5): 1269-1273.
- Reis Gomes, F.A.; Ferreira, A. and de Jesus Filho, J. (2008). "The Feldstein-Horioka puzzle in South American countries: a time-varying approach", *Applied Economics Letters*, 15(11): 859-863.
- Telatar, E.; Telatar, F. and Bolatoglu, N. (2007). "A regime switching approach to the Feldstein-Horioka puzzle: Evidence from some European countries", *Journal of Policy Modeling*, 29: 523-533.

پیوست‌ها

پیوست الف) نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌های مربوط به الگوی برآورد شده طی ۱۳۳۹:۴-۱۳۵۶:۴

احتمال انتقالات		زمان t	
		رژیم صفر	رژیم یک
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۹۶۳	۰/۰۳۶
	رژیم یک	۰/۱۸۶	۰/۸۱۳
ویژگی‌های رژیم‌ها	متوسط دوام	۱۹	۶
	احتمال جمعی	۰/۸۲۶	۰/۱۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق

پیوست ب) نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌های مربوط به الگوی برآورد شده طی ۱۳۵۷:۱-۱۳۹۱:۴

احتمال انتقالات		زمان t	
		رژیم صفر	رژیم یک
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۹۲۳	۰/۰۷۷
	رژیم یک	۰/۲۱۴	۰/۷۸۶
ویژگی‌های رژیم‌ها	متوسط دوام	۱۰۶	۳۴
	احتمال جمعی	۰/۷۵۷	۰/۲۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق