فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۲- پائیز ۱۳۹۶

برآورد درجه تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای درحال توسعه: رویکرد هم‌جمعی داده‌های تابلویی

ابوالقاسم گل‌خندان[۱]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۶/۹/۸

چکیده

هدف اصلی این تحقیق، برآورد درجه تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ می‌باشد. برای نیل به هدف مذکور، از تحلیل‌های هم‌جمعی داده‌های تابلویی و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) استفاده شده است. بر اساس یافته‌های این تحقیق، ضریب فلداستین - هوری‌اوکا برای کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآوردگرهای FMOLS، DOLS، PMG و Cup-FM، به‌ترتیب ۰/۵۶، ۰/۶۶، ۰/۴۲ و ۰/۶۴ به‌دست آمده است. لذا می‌توان گفت، به‌طور متوسط ۰/۵۷ درصد از پس‌انداز داخلی در کشورهای درحال‌توسعه صرف سرمایه‌گذاری داخلی آن‌ها می‌شود که این به‌معنای تحرک بین‌المللی ناقص و پایین سرمایه در این کشورهاست.

طبقه‌بندی JEL: C23, F21, F32.

واژه‌های کلیدی: کشورهای درحال‌توسعه، تحرک بین‌المللی سرمایه، معمای فلداستین و هوری‌اوکا، هم‌انباشتگی پانلی

[۱] دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران golkhandana@gmail.com

۱- مقدمه

بررسی ارتباط بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی، بیش از آن‌که در تحلیل اقتصاد داخلی مدنظر قرار گیرد، در تبیین رفتار بخش خارجی اقتصاد مورد نظر است (هادیان، ۱۳۷۸: ۶۹). فلداستین و هوری‌اوکا[۱] (۱۹۸۰) در تحلیل رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، چگونگی ارتباط این دو را به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری درجه «تحرک بین‌المللی سرمایه»[۲] بین کشورها معرفی کرده‌اند.

درجه تحرک بین‌المللی سرمایه به‌معنای شدت آزادی ورود و خروج سرمایه به (از) یک کشور بوده و نقش آن روی تخصیص منابع جهانی، سیاست‌های اقتصادی و واکنش به شوک‌های خارجی بسیار مهم است (ناسیرو و عثمان[۳]، ۲۰۱۳: ۷۵). فلداستین و هوری‌اوکا (۱۹۸۰) بیان کرده‌اند، که با وجود تحرک کامل سرمایه در سطح بین‌الملل و عدم وجود موانع در حرکت سرمایه بین کشورها، پس‌انداز ملی هر کشور می‌تواند سودآورترین پروژه را در اطراف و اکناف جهان انتخاب کند و به‌سمت آن‌ها حرکت نماید. در نتیجه آن، روند غیرهمسو و نامتجانس بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در داخل یک اقتصاد تجربه خواهد شد (فلداستین و هوری‌اوکا، ۱۹۸۰: ۳۱۴). به‌عبارتی دیگر آن‌ها فرض می‌کنند که یک ضریب همبستگی پایین، بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، نشان‌دهنده تحرک بین‌المللی سرمایه است؛ درحالی‌که ضریب همبستگی بالا، عدم تحرک سرمایه را نشان می‌دهد (فرضیه فلداستین و هوری‌اوکا) (ناسیرو و عثمان، ۲۰۱۳: ۷۵).

مطالعه حاضر تلاشی در راستای اندازه‌گیری درجه تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای در حال توسعه است. با توجه به این‌که معضلات اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه ناشی از کمبود سرمایه است، اندازه‌گیری تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورها و ارائه راه‌کارهای لازم برای افزایش آن می‌تواند موجبات افزایش نوآوری مالی و سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی را فراهم کند.

۲- مبانی نظری

یکی از مهم‌ترین و نخستین‌ترین مطالعات انجام‌شده در زمینه رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، مطالعه مارتین فلداستین و چارلز هوری‌اوکا (۱۹۸۰) است که در علم اقتصاد به معمای فلداستین - هوری‌اوکا یا به اختصار F-H معروف شده است. (اقتصاددانان واژه «معما»[۴] را زمانی مورد استفاده قرار می‌دهند که حقایق یا یافته‌های مطالعات تجربی یک موضوع، با مبانی نظری و تئوریکی آن ناسازگار باشد (پترسکا و بلاژوسکی، ۲۰۱۳: ۲۴)). شرح این معما به این‌صورت است که فلداستین و هوری‌اوکا (۱۹۸۰) میزان تحرک سرمایه را به‌وسیله اندازه‌گیری شدت ارتباط بین نرخ پس‌انداز ملی و نرخ سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها به این موضوع اشاره می‌کنند که نرخ‌های بهره واقعی همه کشورها تحت فرض تحرک‌پذیری کامل سرمایه یکسان می‌شود. بر این اساس، اعمال تغییرات برون‌زا در نرخ پس‌انداز ملی هیچ تأثیری بر نرخ سرمایه‌گذاری ندارد. به این منظور، رگرسیون مقطعی زیر را مورد تخمین قرار داده‌اند:

$$(\frac{I}{Y})_i = \alpha + \beta(\frac{S}{Y})_i + \varepsilon_i \quad i = 1,2,\dots,N \qquad (۱)$$

که در آن $(\frac{I}{Y})_i$ و $(\frac{S}{Y})_i$ به‌ترتیب نرخ‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کشور i، β شاخص اندازه‌گیری شدت تحرک سرمایه و ε_i جزء خطا است. فلداستین و هوری‌اوکا رابطه فوق را به‌عنوان مدل تحرک سرمایه بین‌المللی معرفی کرده‌اند. در این رابطه ضریب β، از نقش بسیار مهمی برخوردار است و به آن ضریب فلداستین - هوری‌اوکا گفته می‌شود. مقدار این ضریب بین صفر و یک بوده و نشان‌دهنده‌ی درصدی از پس‌انداز است که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود. چنان‌چه مقدار ضریب β، بزرگ و نزدیک به عدد یک باشد، نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری بیشتر از منابع داخلی است که از شدت تحرک بین‌المللی سرمایه می‌کاهد. در حالت افراطی اگر $\beta = 1$ باشد، تمام سرمایه‌گذاری داخلی از پس‌انداز ملی تأمین می‌شود؛ که این به‌معنای عدم تحرک بین‌المللی سرمایه است. در مقابل، اگر ضریب β، کوچک و نزدیک به عدد صفر باشد، نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری بیش‌تر از منابع بین‌المللی است که به شدت تحرک بین‌المللی سرمایه اضافه می‌کند. در حالت افراطی، چنان‌چه تحرک‌پذیری کامل سرمایه در سطح بین‌المللی ایجاد شود، نسبت‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری از یکدیگر مستقل خواهند شد و $\beta = 0$ است؛ به‌طوری‌که منابع سرمایه‌گذاری از طریق منابع بین‌المللی تأمین می‌شود (پترسکا و بلاژوسکی، ۲۰۱۳: ۲۵). فلداستین و هوری‌اوکا با استفاده از متوسط داده‌های مقطعی سال‌های ۱۹۷۴-۱۹۶۰، مقدار ضریب β را برای ۱۶ کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) محاسبه کرده‌اند.[۵] آن‌ها اظهار می‌دارند که با توجه به تحرک نسبتاً بالای سرمایه در این کشورها، انتظار برآنست که مقدار این ضریب کمتر از ۰/۱۰ برآورد شود (فلداستین و هوری‌اوکا، ۱۹۸۰: ۳۱۸). فلداستین و هوری‌اوکا، مقدار این ضریب را با استفاده از داده‌های نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، ۰/۸۹ و با استفاده از داده‌های خالص نرخ پس‌انداز و نرخ سرمایه‌گذاری، ۰/۹۴ به‌دست آورده‌اند. این به آن معناست که با افزایش نرخ پس‌انداز داخلی به‌اندازه یک دلار، چیزی

حدود ۰/۹ دلار آن صرف سرمایه‌گذاری در این کشورها می‌شود (پترسکا و بلاژوسکی، ۲۰۱۳: ۲۶). بر اساس این نتایج و توضیحات ارائه‌شده، می‌توان گفت که شدت تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای OECD بسیار پایین است. نتیجه‌ای که برخلاف انتظار و مبانی تئوریکی مطرح‌شده توسط فلداستین و هوری‌اوکا بوده و در ادبیات اقتصادی به معمای فلداستین و هوری‌اوکا معروف است.

بعد از این مطالعه، مطالعات گسترده‌ای در جهت توجیه این معما و حل آن انجام شده است که در ادامه به اهم آن‌ها اشاره می‌شود:

گروهی مانند مک‌کلر[۶] (۱۹۹۴) و لوی[۷] (۱۹۹۵) توجه دولت به تعدیل تراز پرداخت‌ها را به‌رغم وجود تحرک کامل سرمایه، عاملی موثر در ایجاد رابطه مثبت و یک‌نواخت بین رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌دانند. آن‌ها بر این باورند که در صورت بروز فاصله چشم‌گیر بین این دو متغیر که موجب بروز عدم تعادل در تراز پرداخت‌ها می‌شود، دولت‌ها، با کاهش پس‌انداز عمومی، در صدد تعدیل تراز پرداخت‌ها بر می‌آیند و به این نحو یک حرکت یکنواخت بین رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در داخل برقرار می‌کند. بایومی[۸] (۱۹۹۰) در بررسی این پدیده، نتیجه می‌گیرد که در دوره حاکمیت استاندارد طلا، یعنی زمانی‌که دولت‌ها خود را درگیر سیاست‌های تعدیل تراز پرداخت‌ها نمی‌کردند، ارتباط معناداری بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود نداشته است. لوی (۱۹۹۵) در یک مطالعه تجربی، سیاست‌های مالی دولت آمریکا را در دوران حاکمیت نظام نرخ شناور ارز تحلیل کرده و نتیجه گرفته است که اگر دولت‌ها از اصل محدودیت بودجه بین‌دوره‌ای[۹] تبعیت نموده و سیاست‌های مالی خود را بر این اساس بنا نهند، فاصله بین رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تقلیل خواهند داد. موضوع حائز اهمیت دیگر در این خصوص، نقش اندازه اقتصاد یک کشور در ایجاد رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری آن کشور است. این موضوع را می‌توان از دو جنبه مورد بررسی قرار داد. نخست این‌که از لحاظ نظری، تغییرات برون‌زا در پس‌انداز ملی یک اقتصاد بزرگ، می‌تواند نرخ بهره بین‌المللی و در نتیجه سرمایه‌گذاری داخلی را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه، موجب پیدایش یک حرکت هم‌سو و یک‌نواخت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شود. باکستر و کروسینی[۱۰] (۱۹۹۳) در بررسی‌های خود به اهمیت ارتباط بین اندازه اقتصاد و رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تأکید ویژه‌ای نموده‌اند. همچنین نتایج بررسی لیچمن[۱۱] (۱۹۹۱) نیز به‌وجود چنین رابطه‌ای صحه گذاشته و نشان می‌دهد که در اقتصادهای بزرگ، رابطه مثبت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیشتر چشم‌گیر است. دوم این‌که کشورهای با اقتصاد بزرگ‌تر، نیاز کمتری به استقراض از خارج دارند و سرمایه‌گذاری داخلی آنها به‌وسیله وجوه داخلی تأمین مالی می‌شود. نتایج مطالعات هاربرگر (۱۹۸۰) و کوکلی و همکاران (۱۹۹۸) نشان‌دهنده این مطلب است.

علاوه بر مطالعات فوق، گروهی دیگر از مطالعات به نقش عوامل متعددی نظیر: رشد جمعیت و تحول در بهره‌وری عوامل (سامرز[۱۲]، (۱۹۸۸))، کالاها و عوامل غیرتجاری (ونگ[۱۳]، (۱۹۹۰))، درجه توسعه‌یافتگی (پین و کومازاوا[۱۴]، (۲۰۰۶)) و درجه بازبودن اقتصاد (بهمنی - اسکویی و چاکرابارتی، (۲۰۰۵))، در ایجاد یک حرکت یک‌نواخت و هم‌سو بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی اشاره می‌کنند.

بعضی از مطالعات جدیدتر انجام‌شده در این زمینه، سعی کرده‌اند به‌وسیله روش‌های نوین اقتصادسنجی، معمای F-H را به‌نوعی حل کنند. نارایان و نارایان[۱۵] (۲۰۱۰) با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی در داده‌های تابلویی، ثابت کرده‌اند که هیچ‌گونه هم‌جمعی بین متغیرهای نرخ پس‌انداز داخلی و نرخ سرمایه‌گذاری، در کشورهای صنعتی و کاملاً توسعه‌یافته وجود ندارد. به‌عبارت دیگر رابطه بین نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در این کشورها کاملاً قطع شده است، که این به‌معنای تحرک کامل سرمایه در این کشورها است. بنابراین معمای F-H موضوعیت خود را از دست می‌دهد. یا این‌که در مطالعه تجربی دیگر، چو[۱۶] (۲۰۱۲) با استفاده از مباحث آماری و نتایج مطالعه مونت‌کارلو نشان داده است که نتایج حاصل از مطالعه فلداستین و هوری‌اوکا مبنی‌بر ارتباط قوی بین نرخ‌های پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری، بر اساس یک رگرسیون کاذب به‌دست آمده است و این ارتباط قوی در کشورهای OECD برقرار نیست.

به‌رغم وجود نظرهای مختلف در مورد تحلیل رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، محورهای وجود دارد که تقریباً غالب صاحب‌نظران درباره آن اتفاق‌نظر دارند و پرداختن به آن‌را از مباحث اساسی در محدوده اقتصاد بین‌المللی به‌شمار می‌آورند. از جمله این موارد، می‌توان به این موضوع اشاره کرد که تحرک کامل سرمایه بین کشورها، فاصله بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی را تشدید می‌کند (هادیان، ۱۳۷۸: ۷۸)، که این تا حدود زیادی نشان‌دهنده پذیرش فرضیه F-H است.

۳- مطالعات تجربی

در این قسمت از تحقیق منتخبی از جدیدترین مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق، به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار گرفته است.

۳-۱- مطالعات خارجی

رائو و همکاران[۱۷] (۲۰۱۰)؛ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[۱۸] (SGMM) و آزمون‌های شکست ساختاری «مانسینی و گریفولی»[۱۹] و «پاولز»[۲۰] به بررسی معمای F-H در ۱۳ کشور عضو OECD طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده برقراری معمای F-H و تحرک بین‌المللی سرمایه پایین در این کشورها طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴-۱۹۶۰ (دوره قبل از نظام برتون وودز) است؛ اما با گذشت زمان و طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۵ (دوره بعد از نظام برتون وودز) تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورها افزایش یافته است. بنگاک و اگو[۲۱] (۲۰۱۱)؛ معمای F-H را در کشورهای آفریقایی و منتخب OECD و در قالب تحلیل‌های هم‌جمعی داده‌های تابلویی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از برآوردگرهای بردار هم‌جمعی داده‌های تابلویی شامل: میانگین گروهی تلفیقی[۲۲] (PMG)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[۲۳] (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا[۲۴] (DOLS)، حاکی از آنست که تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورها نسبت به کشورهای OECD در سطح بالاتری است؛ که این نتیجه تأییدکننده معمای F-H است.

جین و سامی[۲۵] (۲۰۱۱)؛ به بررسی تحرک بین‌المللی سرمایه و رابطه بین پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری در سه کشور کوچک موریس، مالت و مالدیو پرداخته‌اند. به این منظور از روش‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[۲۶] (ARDL)، DOLS و فیلیپس و هانسن[۲۷] (P-H) استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ضریب اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر روی سرمایه‌گذاری در این سه کشور بسیار بالا و نزدیک به عدد یک است؛ که نشان‌دهنده عدم تحرک سرمایه در این کشورهاست (تأیید فرضیه F-H).

ناسیرو و عثمان (۲۰۱۳)؛ رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را در قالب معمای F-H برای کشور نیجریه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL، حاکی از رابطه بلندمدت، اما ناچیز بین پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری در این کشور است (تحرک بالای سرمایه) که این نشان‌دهنده تأیید معمای F-H در این کشور است. پترسکا و بلاژوسکی (۲۰۱۳)؛ در مطالعه‌ای به بررسی معمای F-H در بین کشورهای اروپایی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۱ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب تحلیل‌های هم‌جمعی داده‌های تابلویی و روش PMG نشان‌دهنده تحرک پایین سرمایه در کشورهای بزرگ و ثروتمند این منطقه نسبت به سایر کشورهای آنست؛ که این نتیجه تأییدکننده معمای F-H در بین کشورهای این منطقه است.

کتنسی[۲۸] (۲۰۱۵)؛ در مطالعه‌ای به بررسی تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته[۲۹] (GMM)، گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا، OLS، FMOLS و DOLS، ضریب اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر روی سرمایه‌گذاری را به‌ترتیب حدود ۰/۲۲، ۰/۱۷، ۰/۱۰، ۰/۱۴ و ۰/۱۲ نشان می‌دهد که نشان از بالا بودن تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورهاست. حسن[۳۰] (۲۰۱۶)؛ در مطالعه‌ای به بررسی تحرک بین‌المللی سرمایه در ۱۳ کشور غرب آفریقا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش‌های اثرات ثابت[۳۱] (FE)، PMG، FMOLS و DOLS، ضریب اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر روی سرمایه‌گذاری را به‌ترتیب حدود ۰/۳۴، ۰/۳۰، ۰/۴۸ و ۰/۴۸ نشان می‌دهد که این نتایج حاکی از به نسبت بالا بودن تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورهاست.

۳-۲- مطالعات داخلی

هادیان (۱۳۷۸)؛ در مقاله‌ای رابطه بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی در اقتصاد ایران را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا[۳۲] طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۵-۱۳۳۸ مورد تحلیل قرار داده است. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود دارد که به‌دلیل عدم دخالت دولت در ایجاد رابطه مذکور، آن‌را می‌توان به‌عنوان تأییدی بر نبود تحرک سرمایه در اقتصاد ایران دانست. حسن‌پور کاشانی و ترکمانی (۱۳۸۴)؛ رابطه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در ایران را با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری[۳۳] (VAR) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲- ۱۳۵۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده وجود یک رابطه قوی از پس‌انداز به سرمایه‌گذاری است. همچنین، محاسبه میزان تحرک سرمایه نشان می‌دهد که افزایش در میزان پس‌انداز، به‌شرطی‌که

انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد، منجر به افزایش در میزان سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی خواهد شد. طیبی و همکاران (۱۳۸۷)؛ اثر آزادسازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه را در کشورهای منتخب درحال‌توسعه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از روش اثرات تصادفی[۳۴] (RE) نشان می‌دهد که با آزادسازی‌های بیشتر، دسترسی آسان‌تر به بازارهای مالی بین‌المللی میسر می‌شود و تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورها افزایش می‌یابد.

نوآوری مطالعه حاضر درآنست که تاکنون مطالعه‌ای در زمینه برآورد تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه، انجام نشده است. علاوه بر این، در این مطالعه، برخی آزمون‌ها و برآوردگرهای مدرن اقتصادسنجی به‌کار گرفته شده‌اند که در تحقیقات گذشته مورد استفاده قرار نگرفته‌اند. این عمل می‌تواند به اعتبار نتایج به‌دست‌آمده کمک کند و توصیه‌های سیاستی مؤثرتری در پی داشته باشد.

۴- روش تحقیق و تصریح مدل

در بحث روش تحقیق، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پایایی، به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته شده است. سپس، هم‌جمعی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌جمعی داده‌های تابلویی آزمون شده و در آخر نیز بردارهای هم‌جمعی، توسط روش‌های متداول حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و هم‌چنین، روش‌های میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[۳۵] (Cup-FM) (که دارای ویژگی‌های مناسبی نسبت به سایر تخمین‌زن‌های داده‌های پانلی بوده و در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است) استخراج شده است.

روش FMOLS توسط فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) در داده‌های سری زمانی و توسط کائو و چیانگ[۳۶] (۲۰۰۰) در داده‌های تابلویی مطرح شده است و با اعمال اصلاحاتی در روش OLS، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این اصلاحات عبارتند از: تصحیح تورش و تصحیح درون‌زایی (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹: ۴۰). روش DOLS نیز توسط استاک و واتسون[۳۷] (۱۹۹۳) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش OLS، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (فطرس و همکاران: ۱۳۹۰: ۸۹). در ادامه روش‌های PMG و Cup-FM به‌طور مبسوط‌تری تشریح می‌گردند.

مدل‌های پانل‌دیتای پویا را می‌توان به‌وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تخمین زد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب تخمینی نیز، در صورت بزرگ‌بودن بازه‌ی زمانی منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند (بنگاک و اگو، ۲۰۱۱: ۹۴۲). در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران (۱۹۹۸) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG)، که امکان بررسی همگرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. به‌منظور تشریح این روش، مدل ARDL(p,q,q,…,q) پانلی را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

که در رابطه‌ی فوق i: تعداد گروه‌ها (مقاطع)، t: دوره‌ی زمانی، μ_i: جمله اثرات ثابت مقاطع، ε_{it}: جمله خطای هر مقطع، λ_{ij}: ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، δ_{ij}: ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل. x_{it}: بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیحی برای گروه i است. با پارامتربندی مجدد[۳۸] رابطه (۱۹) بر اساس یک الگوی تصحیح خطا داریم:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق φ_i جزء تعدیل بوده که نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطاست. با این فرض که ریشه‌های چندجمله‌ای $1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} z^j = 0$ همگی خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند و در نظر گرفتن یک‌سری فروض اساسی دیگر، مدل ARDL فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که $\varphi_i < 0$ و یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به‌صورت زیر وجود داشته باشد (پسران و همکاران، ۱۹۹۹: ۶-۵):

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i'}{\varphi_i}\right) x_{it} + \eta_{it} \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق η_{it} یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta_i = -\frac{\beta_i'}{\varphi_i} = \theta$، در بین گروه یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۳) به‌صورت یک جمله‌ی تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و درصورتی‌که

$0 > \varphi_i > -1$ باشد از وجود رابطه‌ی تصحیح خطا که رویکردی به بحث همگرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجاکه رابطه (۲) یک رابطه غیرخطی است، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی می‌توان ضرایب بلندمدت و ضرایب تصحیح خطای هر گروه را برآورد کرد (همان). شایان ذکر است که در مقابل این روش، روش میانگین گروهی (MG) قرار دارد که در آن ابتدا برای هر گروه یک رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود و سپس میانگین ضرایب گروه‌ها را محاسبه و به‌عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌کند. بنابراین باید بین MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور می‌توان از آزمون‌های هاسمن[۳۹] یا نسبت راست‌نمایی[۴۰] استفاده کرد (سیموئز[۴۱]، ۲۰۱۱: ۴۶۰). در این مقاله از آزمون هاسمن استفاده شده است. رد فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتربودن برآوردگر PMG در مقابل برآوردگر MG است و بالعکس. تخمین‌زن PMG همانند تخمین‌زن MG اجازه می‌دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاه‌مدت در بین مقاطع مختلف باشد و مانند تخمین‌زن FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع یکسان فرض می‌کند (بلکبورن و فرانک[۴۲]، ۲۰۰۷: ۱۹۹). بنابراین، می‌توان گفت که این تخمین‌زننده بین دو تخمین‌زن MG و FE قرار دارد.

بای و همکاران[۴۳] (۲۰۰۹) برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر FMOLS پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر FMOLS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه بر این، نسبت به پایایی و ناپایایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم، یک الگوی داده‌های تابلویی به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \quad i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T \; x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

که در این رابطه، y_{it}: متغیر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی ناپایا، β: یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}: جمله اخلال معادله رگرسیون است. فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران (۲۰۰۹) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله رگرسیون رابطه فوق از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$\varepsilon_{it} = \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۶)$$

که در آن F_t یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $r \times 1$ از وزن‌های عاملی است (بای و همکاران، ۲۰۰۹)؛ بنابراین الگوی داده‌های تابلویی رابطه (۵) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۷)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} پایا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}} x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i^{+} - T(\hat{\Delta}^{+}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}^{+}_{\eta u})) \qquad (۸)$$

$$\hat{V}_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})'\right] \qquad (۹)$$

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i، F، y_i^{+} و ui نماینده بردارهای زیر هستند:

$$y_i^{+} = \begin{bmatrix} y_{i1}^{+} \\ y_{i2}^{+} \\ \vdots \\ y_{iT}^{+} \end{bmatrix}, \; x_i^{+} = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}^{+} \\ \acute{x}_{i2}^{+} \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}^{+} \end{bmatrix}, \; F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_T \end{bmatrix}, \; u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

متغیر η نیز جمله اخلال فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض ناپایایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (همان: ۸۶):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۱)$$

هم‌چنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادله (۶) و (۱۱) برقرار باشد. متغیرهای y_i^{+}، $\hat{\bar{\delta}}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^{+} = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix}\Delta\hat{\bar{x}}_{it} \\ \Delta\hat{F}_t\end{bmatrix}, \; \hat{\bar{\delta}}_i = \left(\hat{F}\hat{F}\right)^{-1}\hat{F}\hat{\bar{x}}_i, \quad M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F} \qquad (۱۲)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه T- بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{F}$ و $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ در دو معادله رابطه‌های (۸) و (۹) به‌دست می‌آید (همان: ۸۶-۸۵).

در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری شدت تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه، از مدل تجربی زیر استفاده شده است:

$$(\frac{I}{Y})_{it} = \alpha + \beta(\frac{S}{Y})_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,\dots,N \qquad (۱۳)$$

این مدل نخستین‌بار توسط فلداستین و هوری‌اوکا (۱۹۸۰) به‌کار گرفته شده و در مطالعات متعددی در زمینه موضوع تحقیق، نظیر مطالعات حسن (۲۰۱۶)، کتنسی (۲۰۱۵)، ناسیرو و عثمان (۲۰۱۳) و بنگاک و اگو (۲۰۱۱) مورد استفاده قرار گرفته است. در رابطه فوق I سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، S پس‌انداز ناخالص داخلی و Y تولید ناخالص داخلی (GDP) است (I/Y، به نرخ سرمایه‌گذاری داخلی و S/Y به نرخ پس‌انداز داخلی اشاره دارد). هم‌چنین i به تعداد مقاطع (کشورهای درحال‌توسعه)[۴۴] ($i = 1,2,\dots,30$)، t به بازه‌زمانی تحقیق (۲۰۱۴-۲۰۰۰) و ε_{it} به جزء خطا اشاره دارد. شایان ذکر است که منبع داده‌های متغیرهای این تحقیق، شاخص‌های توسعه جهانی[۴۵] (WDI) است. همان‌طور که پیش از این گفته شد، ضریب β در رابطه (۲۰) درجه تحرک بین‌المللی سرمایه را اندازه‌گیری می‌کند. اگر در یک کشور تحرک بین‌المللی سرمایه کامل باشد، مقدار عددی این ضریب نزدیک صفر و چنان‌چه در یک کشور عدم تحرک بین‌المللی سرمایه باشد، مقدار آن نزدیک یک است (کتنسی، ۲۰۱۰: ۴).

۵- نتایج برآورد مدل

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی‌بر فروض پایایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی‌بودن برآورد با متغیرهای ناپایا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی[۴۶]، ۲۰۰۵). از این‌رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی و ناپایایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در در این مطالعه به‌منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های CIPS مقطعی پسران (۲۰۰۷)، ایم، پسران و شین[۴۷] (IPS) (۲۰۰۳) و لوین، لین و چو[۴۸] (LLC) (۲۰۰۲) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده ناپایایی متغیر مورد بررسی می‌باشد. خلاصه نتایج این سه آزمون، با فرض وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی، در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جداول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، نتیجه می‌گیریم که در بین متغیرهای مورد بررسی مدل، متغیر نرخ سرمایه‌گذاری در سطح پایا می‌باشد؛ اما متغیر نرخ پس‌انداز در سطح ناپایا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد پایا شده است.

جدول (۱): خلاصه نتایج آزمون‌های پایایی

متغیر	آزمون IPS	آزمون LLC	آزمون CIPS	درجه پایایی I(d)
	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	
I/Y	(۰/۰۰) -۳/۱۸	(۰/۰۰) -۴/۱۲	(۰/۰۰) -۳/۸۸	I(0)
S/Y	(۰/۲۴) -۰/۶۴	(۰/۳۵) -۰/۳۸	(۰/۱۴) -۲/۰۸	I(1)
Δ(I/Y)	(۰/۰۰) -۸/۸۲	(۰/۰۰) -۶/۸۲	(۰/۰۰) -۵/۱۴	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تخمین مدل در حالت وجود متغیرهای ناپایا، باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم‌جمعی وجود دارد؛ اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود. لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی‌باشد. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌جمعی استفاده کرد. مفهوم هم‌جمعی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در صورت ناپایایی متغیرهای مدل اگر بین آن‌ها هم‌جمعی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به منظور بررسی آزمون هم‌جمعی در مدل‌های مورد استفاده از روش‌های ارائه‌شده توسط وسترلوند[۴۹] (۲۰۰۷)، پدرونی[۵۰] (۲۰۰۴) و کائو[۵۱] (۱۹۹۹) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم هم‌جمعی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی در جدول (۲) ارائه شده است. قسمت الف این جدول، نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلوند را نشان می‌دهد. در این آزمون از روشی تحت عنوان بوتاسترپ[۵۲] برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره و ارزش احتمال محاسبه شده این آزمون، می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه $G\tau$ و دو آماره تابلویی $P\tau$ و $P\alpha$ رد می‌شود. با توجه به نتایج قسمت‌های ب و ج جدول (۲) نیز، هم‌جمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره پانل PP و ADF و دو

آماره گروه PP و ADF آزمون پدرونی و بر اساس آماره ADF آزمون کائو، در در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب می‌توان مدل تحقیق را برآورد کرد.

جدول (۲): نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پانلی

نام آماره	مقدار آماره (احتمال)
الف. آزمون وسترلوند	
Gτ	-۳/۸۸ (۰/۰۰۸)
Pτ	-۲۴/۶۱ (۰/۰۰۰)
Pα	-۸/۵۵ (۰/۰۰۰)
ب. آزمون پدرونی	
Panel ADF-Statistic	-۳/۰۲ (۰/۰۰۱)
Panel PP-Statistic	-۳/۵۹ (۰/۰۰۰)
Group ADF-Statistic	-۴/۱۴ (۰/۰۰۰)
Group PP-Statistic	-۲/۹۱ (۰/۰۰۴)
ج. آزمون کائو	
ADF	-۴/۸۵ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* طول وقفه بهینه در آزمون وسترلوند، با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های تابلویی می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است.

پس از اثبات وجود هم‌جمعی بین متغیرهای نرخ پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال‌توسعه، به تخمین رابطه بلندمدت بین این متغیرها می‌پردازیم. نتایج این تخمین‌ها در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳)، ضریب نرخ پس‌انداز برای کشورهای در حال توسعه، بر اساس چهار روش FMOLS، DOLS ، PMG و Cup-FM، به‌ترتیب ۰/۵۶، ۰/۶۶، ۰/۴۲ و ۰/۶۴ به‌دست آمده است. این به آن معناست که به‌طور متوسط ۰/۵۷ درصد از پس‌انداز داخلی کشورهای مورد مطالعه صرف سرمایه‌گذاری داخلی آنها می‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده نشان‌دهنده اهمیت نقش پس‌انداز داخلی در سرمایه‌گذاری داخلی کشورهای درحال‌توسعه و تحرک ناقص (نسبتاً پایین) سرمایه در کشورهای این منطقه است. با توجه به محدودبودن بازار سرمایه در این کشورها و ارتباط اندک آن با بازارهای سرمایه بین‌المللی، نتیجه به‌دست‌آمده منطقی به‌نظر می‌رسد. نتایج برآورد ضریب کوتاه‌مدت نرخ پس‌انداز داخلی (که میانگین ضرایب کوتاه‌مدت مقاطع است) نیز، توسط برآوردگر PMG در جدول (۳) آمده است. این ضریب برای کشورهای مورد مطالعه مثبت و کوچک‌تر از ضرایب بلندمدت است؛ اما بی‌معنا می‌باشد. نکته مهم در برآورد رابطه کوتاه‌مدت، معناداری و مطابق انتظاربودن ضریب تعدیل در این رابطه است؛ که نشان‌دهنده تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت، به‌کندی است. نتیجه آزمون هاسمن (H.T) نیز با توجه به سطح احتمال ارائه‌شده نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و پذیرش استفاده از تخمین‌زن PMG در مقابل تخمین‌زن MG است.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل به روش‌های مختلف

روش	ضرایب	آماره t	R^2
β_{FMOLS}	۰/۵۶***	۷/۸۲	۰/۹۰۵
β_{DOLS}	۰/۶۶***	۱۲/۲۹	۰/۹۴۲
β^{L}_{PMG}	۰/۴۲***	۴/۴۵	-
β^{S}_{PMG}	۰/۰۷	۱/۰۸	-
φ_{PMG}	-۰/۱۸***	-۴/۱۴	-
T (p-v)-H	۰/۶۱	-	-
β_{Cup-FM}	۰/۶۴***	۸/۱۱	۰/۸۸۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

* *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

فلداستین و هوری‌اوکا (۱۹۸۰) این فرضیه را بیان می‌کنند که در کشورهای با تحرک بین‌المللی سرمایه بالا (پایین)، همبستگی پایینی (بالایی) بین نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی وجود دارد و درجه این تحرک را می‌توان به‌وسیله ضریب نرخ پس‌انداز محاسبه کرد. آن‌ها در مطالعه خود به نتیجه‌ای خلاف این فرضیه دست یافتند؛ نتیجه‌ای که در اقتصاد بین‌الملل به معمای فلداستین و هوری‌اوکا یا به اختصار F-H معروف است. در این راستا مقاله حاضر پس از بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه، به بررسی و برآورد تحرک بین‌المللی سرمایه در ۳۰ کشور درحال‌توسعه، با استفاده از تحلیل‌های هم‌جمعی در داده‌های تابلویی، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداخته است. به این منظور پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد تابلویی برای متغیرهای نرخ سرمایه‌گذاری داخلی و نرخ پس‌انداز داخلی، به بررسی هم‌جمعی تابلویی بین این متغیرها پرداخته شده است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی در داده‌های تابلویی برای کشورهای مورد مطالعه، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نرخ پس‌انداز و نرخ سرمایه‌گذاری را تأیید می‌کنند. این رابطه بلندمدت توسط برآوردگرهای بردار هم‌جمعی در داده‌های تابلویی تخمین زده شده است که نتایج، ضریب نرخ پس‌انداز داخلی را به‌وسیله برآوردگرهای FMOLS، DOLS، PMG و Cup-FM، به‌ترتیب ۰/۵۶، ۰/۶۶، ۰/۴۲

و ۰/۶۴ نشان می‌دهد. این به آن معناست که چیزی حدود ۰/۵۷ درصد از پس‌انداز داخلی در کشورهای درحال‌توسعه صرف سرمایه‌گذاری داخلی آن‌ها می‌شود که این به‌معنای تحرک بین‌المللی بالنسبه ناقص سرمایه در این کشورهاست.

در ادامه نتایج به‌دست‌آمده برای کشورهای درحال‌توسعه با بعضی از مطالعات انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق، مقایسه شده و در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴): مقایسه تحرک سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه و مطالعات تجربی منتخب

محقق (محققین)	کشور و دوره زمانی	روش اقتصادسنجی	ضریب تخمینی β
حسن (۲۰۱۶)	۱۳ کشور غرب آفریقا (۱۹۸۰-۲۰۱۱)	FE PMG FMOLS DOLS	۰/۳۴ ۰/۳۰ ۰/۴۸ ۰/۴۸
کتنسی (۲۰۱۵)	کشورهای عضو اتحادیه اروپا (۱۹۹۵-۲۰۱۳)	GMM SYS-GMM OLS FMOLS DOLS	۰/۲۲ ۰/۱۷ ۰/۱۰ ۰/۱۴ ۰/۱۲
بنگاک و اگو (۲۰۱۲)	۳۷ کشور آفریقایی (۱۹۷۰-۲۰۰۶)	PMG	۰/۳۷
پین و کومازاوا (۲۰۰۵)	۲۹ کشور آفریقایی (۱۹۸۰-۲۰۰۱)	OLS FE RE	-۰/۰۳ ۰/۲۴ ۰/۲۱
مورثی (۲۰۰۵)	۱۷ کشور آفریقایی (۱۹۶۵-۲۰۰۱)	FMOLS	۰/۴۸
ایساکسون[۵۳] (۲۰۰۱)	۹۰ کشور درحال‌توسعه (۱۹۷۵-۱۹۹۵)	FE RE	۰/۴۲ ۰/۵۴
مقاله حاضر	۳۰ کشور در حال توسعه (۲۰۰۰-۲۰۱۴)	FMOLS DOLS PMG Cup-FM	۰/۵۶ ۰/۶۶ ۰/۴۲ ۰/۶۴

مأخذ: گردآوری و یافته‌های تحقیق

تحرک ناقص سرمایه با توجه به کمبود منابع سرمایه‌گذاری در داخل کشورهای درحال‌توسعه (که عامل مهمی در ایجاد زمینه مناسب برای افزایش توان تولیدی داخلی بوده و رشد اقتصادی بیشتر را مهیا می‌سازد)، یکی از محدودیت‌های مهم اقتصادی به‌شمار می‌آید که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی این کشورها باید بیش از هر چیز، در رفع آن بکوشند. در این راستا تشویق سرمایه‌گذاران خارجی و شناساندن موقعیت‌های سرمایه‌گذاری و فراهم‌کردن بستر مناسب برای جذب سرمایه‌های خارجی به‌منظور گسترش موجودی سرمایه فیزیکی و ارتقای بهره‌وری کل و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی، ضروری به‌نظر می‌رسد. به این منظور بایستی توجه ویژه‌ای به رفع موانع جذب این نوع سرمایه‌گذاری خارجی شود و در کنار وضع قوانین جدید، شرایطی نیز جهت ایجاد بسترهای مناسب و امنیت لازم برای جذب آن فراهم شود.

منابع

حسن‌پور کاشانی، سمیه و ترکمانی، جواد (۱۳۹۲)، "بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در ایران: کاربرد الگوی خودتوضیح برداری"، صص ۱۴-۱.

دهمرده، نظر؛ صفدری، مهدی و شهیکی‌تاش، مهیم (۱۳۸۹)، "تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، صص ۵۵-۲۵.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰)، "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۰، صص ۹۸-۸۱.

طیبی، کمیل؛ واعظ، محمد و ترکی، لیلی (۱۳۸۷)، "آزادسازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب درحال‌توسعه یک تحلیل تجربی"، *فصلنامه علمی و پژوهشی شریف*، شماره ۴۵، صص ۱۱۸-۱۱۱.

هادیان، ابراهیم (۱۳۷۸)، "بررسی رابطه بین پس انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تصحیح خطا"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴۵، صص ۸۴-۶۹.

Baltagi, B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd.

Baxter, M. & Crucini, M. J. (1993), "Explaining saving-investment correlation". *American Economic Review*, 83, pp. 416-436.

Bayoumi, T. (1990), "Saving-investment correlation: Immobile capital, government policy or endogenous behavior". *IMF Staff Papers*, 37, pp. 360-387.

Bahmani-Oskooee, M. & Chakrabarti, A. (2005), "Openness, size and the saving-investment relationship". *Economic Systems*, 29, pp. 283-293.

Bengake, C. & Eggoh. J. C. (2011), "The Feldstein–Horioka puzzle in African

Kao, C. & Chiang, M. H. (2000), "On the estimation and inference of a co-integrated regression in panel data", Advances in Econometrics 15, pp.179–222.

Ketenci, N. (2015), " Capital mobility in the panel GMM framework: Evidence from EU members ", *The European Journal of Comparative Economics*, 12(1), pp. 3-19.

Levy, D. (1995), "Investment-saving co-movement under endogenous fiscal policy", *Open Economies Review*, 6, pp. 237-254.

Leachman, L. (1991), "Saving, investment and capital mobility among OECD countries", *Open Economies Review*, 2(2), pp. 137-163.

McClure, J. (2008), "The Feldstein-Horioka Puzzle: The IS-LM model with optimal policy", *Open Economies Review*, 5, pp. 371-382.

Miller, S.M. (1988). "Are saving and investment co-integrated? ", Economics *Letters*, 27, pp. 31 - 34.

Murphy, R. G. (1984), "Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries", *Journal of International Money and Finance*, 3, pp. 327-342.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2010), "Testing for capital mobility: New evidence from a panel of G7 countries", *Research in International Business and Finance*, 24(1), pp. 15-23.

Nasiru, I. & Usman, H. M. (2013), "The relationship between domestic saving and investment: The Feldstein–Horioka test using Nigerian data", *CBN Journal of Applied Statistics*, 4 (1), pp. 75–88.

Payne, J.E., Kumazawa, R. (2005), "Capital mobility, foreign aid, and openness: further panel data evidence from Sub-Saharan Africa", *Journal of Economics and Finance* 29, pp. 122–126.

Pedroni, P. (2004), "Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, (3); pp. 597-625.

Penati, D. & Dooley, N. (1984), "Current account imbalances and capital formation in the industrialized countries", *IMF stuff papers*, 31, pp. 1-24.

Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (1999), "Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, pp. 621–634.

Petreska, A. & Blazevski, N. M. (2013), "The Feldstein-Horioka puzzle and transition economies", Economic Annalise, Volume LVIII, No. 197 / April – June 2013, pp. 23-45.

countries: A panel co–integration analysis", *Economic Modelling*, 28, pp. 939–947.

Bengake, C. & Eggoh. J. C. (2012), "Pooled mean group estimation on international capital mobility in African countries", *Research in Economics*, 66, pp. 7–17.

Blackburne, E. F. & Frank. M. W. (2007), "Estimation of non–stationary heterogeneous panels ", *The Stata Journal*, 7(2), pp. 197–208.

Coakley, J., Kulasi, F. & Smith, R. (1998), "The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: A review", *International Journal of Finance and Economics*, 3, pp. 169-188.

Cho, K. H. (2012). "The Feldstein-Horioka puzzle and spurious ratio correlation", *Journal of International Money and Finance*, 31, pp. 292–309.

Dooley, M., Frankel, J. & Mathieson, D. (1987), "International capital mobility: what do saving investment correlations tell us? ", *IMF stuff papers*, 34 (3), pp. 503-530.

Feldstein, M. & Horioka, C. (1980), "Domestic saving and international capital flows", *Economic Journal*, 90, pp. 314–329.

Harberger, A. (1980), "Vignettes on the world capital market", *American economic review*, 70, pp. 331-337.

Hassan, I. B. (2016), " International capital mobility in West Africa: A panel co-integration approach ", *Cogent Economics & Finance*, 4, pp. 1-9.

Herwartz, H. & Xu, F. (2010), "A functional coefficient model view of the Feldstein–Horioka puzzle", *Journal of International Money and Finance*, 29(1), pp. 37-54.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.

Isaksson, A. (2001),"Financial liberalization, foreign aid, and capital mobility: evidence from 90 developing countries", *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money 11, pp. 309–338.

Jain, V. & Sami, J. (2011), "Capital mobility and saving-investment nexus empirical evidence from Mauritius, Malta and Maldives", *ICOQM-10*, pp. 207-213.

Jansen, W. J. (1996), "Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model", *Journal of International Money and Finance*, 15, pp. 749-81.

Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based Tests for co-integration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1- 44.

Rao, B. B., Tamazian, A. & Kumar, S. (2010), "Systems GMM estimates of the Feldstein-Horioka puzzle for the OECD countries and tests for structural breaks", *Economic Modelling*, forthcoming.

Sinn, S. (1992), "Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data", *the economic journal*, 102, pp. 1162-1170.

Simoes, C. N. (2011), " Education composition and growth: A pooled mean group analysis of OECD countries", *Panoeconomicus*, 4, pp. 455-471

Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993), "A simple estimator of co-integrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, No.61, pp. 783 -820.

Summers, L. H. (1998), "Tax policy and international competitiveness", *NBER Conference Report*, pp. 349 -375. Wong, D. Y. (1990), "What do saving-investment relationships tell us about capital mobility?", *Journal of international money and finance*, 9, pp. 60-74.

یادداشت‌ها

[1] *Feldstein and Horioka (1980)*
[2] International Capital Mobility
[3] *Nasiru and Usman (2013)*
[4] *Puzzle*
[۵] این کشورها عبارتند از: استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، آلمان، یونان، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، هلند، نیوزلند، سوئد، انگلیس و آمریکا
[6] *McClure (1994)*
[7] *Levy (1995)*
[8] *Bayoumi (1990)*
[9] *Intertemporal Budget Constraint*
[10] *Baxter and Crucini (1993)*
[11] *Leachman (1991)*
[12] *Summers (1988)*
[13] *Wong (1990)*
[14] *Payne and Kumazawa (2006)*
[15] *Narayan and Narayan (2010)*
[16] *Cho (2012)*
[17] *Rao et al (2010)*
[18] *Systems Generalized Method of Moments*
[19] *Mancini and Griffoli*
[20] *Pauwels*
[21] *Bangake and Eggoh (2011)*
[22] *Pooled Mean Group*
[23] *Fully Modified Ordinary Last Square*
[24] *Dynamic Ordinary Last Square*
[25] *Jain and Sami (2011)*
[26] *Auto Regressive Distributed Lag*
[27] *Philips and Hansen*
[28] *Ketenci (2015)*
[29] *Systems Generalized Method of Moments*
[30] *Hassan (2016)*
[31] *Fixed Effect*
[32] *Error Correction Model*
[33] *Vector Auto Regressive*
[34] *Random Effect*
[35] *Continuously-Updated and Fully-Modified*
[36] *Kao and Chiang (2000)*
[37] *Stock and Watson (1993)*
[38] *Reparametrized*
[39] *Hausman Test*
[40] *Likelihood Ratio*
[41] *Simoes (2011)*
[42] *Blackburne and Frank (2007)*
[43] *Bai et al*
[۴۴] این کشورها عبارتند از: ایران، الجزایر، آذربایجان، بنگلادش، بولیوی، برزیل، کامرون، شیلی، کلمبیا، اکوادور، مصر، غنا، گواتمالا، هند، مالزی، مکزیک، نیجریه، عمان، پاکستان، آفریقای‌جنوبی، تایلند، تونس، ونزوئلا، پرو، قرقیزستان، آرژانتین، بروندی، کلمبیا، کاستاریکا، کوبا
[45] *World Development Indicators*
[46] *Baltagi (2005)*
[47] *Im, Pesaran & Shin (2003)*
[48] *Levin, Lin & Cho (2002)*
[49] *Westerlund (2007)*
[50] *Pedroni (2004)*
[51] *Kao (1999)*
[52] *Bootstrap*
[53] *Isaksson (2001)*