



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:

www.jqe.scu.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-۴۲۷۱

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰



تخمین تحرک سرمایه با تمرکز روی تورش درونی مبتنی بر نقش مقایسه‌ای درجه بازبودن تجاری و شاخص کوف در منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت

مریم مهرآراء*، امیر غلامی^{ID}** و سید محمد مهدی احمدی***

* دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، تهران، ایران.

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: F30, F4, F3, F02
تاریخ دریافت: ۳ شهریور ۱۴۰۰	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری: ۱۵ اسفند ۱۴۰۰	تحرک سرمایه، درجه باز بودن تجاری، شاخص کوف، تورش
تاریخ پذیرش: ۷ اردیبهشت ۱۴۰۱	درونی
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	آدرس پستی:
ایمیل: a_gholami@iau-tnb.ac.ir	ایران، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، کدپستی:
0000-0002-0815-9791 ^{ID}	۱۶۵۱۱۵۳۳۱۱

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از رساله دکتری مریم مهرآراء در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر غلامی در دانشگاه آزاد واحد تهران شمال است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسنده‌ها مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

میزان تحرک پذیری بین‌المللی سرمایه یک عامل تعیین‌کننده و حیاتی در زندگی اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشورها بوده و تحرک‌پذیری کم سرمایه به‌عنوان یک دغدغه برای آنها محسوب می‌گردد. هدف اصلی این مطالعه بررسی وضعیت تحرک بین‌المللی سرمایه برای ۱۰ کشور درحال توسعه صادرکننده نفت از طریق به‌کارگیری شاخص سنتی و مدرن جهانی‌شدن اقتصاد است. این مطالعه در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ و با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا انجام گرفته است. برای این منظور در معادله اولیه فلدستاین - هوریوکا که پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری را به هم پیوند می‌دهد، یک تصریح جدید انجام گرفته است. فرضیه آنها بر این واقعیت پیش‌بینی شده است که با تحرک کامل سرمایه، سرمایه‌گذاری داخلی به پس‌انداز داخلی بستگی نداشته، بلکه به پس‌انداز بین‌المللی مربوط است. مسئله اصلی در این تحقیق پرداختن به رویکردی نو در بررسی و اندازه‌گیری درجه تحرک سرمایه و حل معمای فلدستاین - هوریوکا در کشورهای مورد مطالعه است. رویکرد تجربی این تحقیق شامل اضافه کردن متغیر درجه باز بودن تجاری و شاخص کوف به‌عنوان شاخص‌های به ترتیب سنتی و مدرن جهانی‌سازی و همچنین متغیر اثر تعاملی شاخص کوف به معادله اولیه است. رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل با به‌کارگیری حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و روش حداقل مربعات پویا (DOLS) برآورد شده است. باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده مشخص می‌گردد که حضور شاخص کوف و اثر تعاملی آن با نسبت پس‌انداز در توضیح صحیح و تقویت رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نقش تعیین‌کننده دارد. مقدار خیلی بالای ضریب نسبت پس‌انداز نشان‌دهنده ارتباط خیلی قوی بین پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی است و درجه باز بودن تجاری در تعیین این ارتباط بی‌تأثیر است. به‌کارگیری شاخص‌های جهانی‌شدن اقتصاد در تخمین رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری توانست به‌صورت چشمگیری به حل معمای فلدستاین - هوریوکا و رفع پاره‌ای ابهامات در این پژوهش کمک نماید. در این تحقیق تحرک بسیار کم سرمایه و عدم کاربرد معمای فلدستاین - هوریوکا برای کشورهای مورد مطالعه مشاهده شده است.

ارجاع به مقاله:

مهرآراء، مریم،، غلامی، امیر و احمدی، سید محمد مهدی. (۱۴۰۱). تخمین تحرک سرمایه با تمرکز روی تورش درونی مبتنی بر نقش مقایسه‌ای درجه بازبودن تجاری و شاخص کوف در منتخبی از کشورهای صادرکننده نفت. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۱۹(۴)، ۱۷۷-۲۰۴.

doi:10.22055/JQE.2022.38617.2416



۱- مقدمه

تحرك سرمایه همواره در میان کشورها مورد توجه بسیاری از سیاست‌گذاران و ناظران اقتصاد بین‌الملل بوده است. این مسئله آشکار است که تحرك سرمایه به صورت آزادانه، توزیع کارآمد منابع اجتماعی را تضمین و شکاف بین تقاضا و عرضه سرمایه را در کشورها پر می‌نماید. در این شرایط سرمایه‌های مازاد به راحتی انتقال می‌یابند تا تقاضای مداوم کشورها را تأمین نمایند. در صورت بروز چنین اتفاقی، کشورها در بازار مالی جهانی ادغام شده به حساب می‌آیند. ادغام سیستم‌های مالی به هموار کردن مصرف، پراکنده کردن ریسک و بیش از هر چیز به تأمین نیازهای سرمایه‌گذاری مناطقی که با کمبود سرمایه مواجه هستند کمک می‌نماید (Feldstein, 1982)؛ لذا اندازه‌گیری درجه تحرك سرمایه برای روند سیاست‌گذاری کشورها، حیاتی است و شاید انگیزه‌ای برای کاهش قابل توجه محدودیت‌های تحرك سرمایه بین‌المللی محسوب می‌گردد. موضوع مدل‌سازی میان پس‌انداز کل و سرمایه‌گذاری و پیوند آنها با سایر متغیرهای کلان اقتصادی، برای اندازه‌گیری میزان تحرك سرمایه از مدت‌ها پیش به عنوان یک موضوع چالش‌برانگیز در اقتصاد کلان باز مطرح بوده است. از لحاظ تئوریک، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد باز بیشتر از یک اقتصاد بسته، تحت تأثیر جریان‌های سرمایه و نرخ بهره جهانی قرار می‌گیرند. از این رو، انتظار نمی‌رود که رابطه بین این دو متغیر، در اقتصادی که بر روی جریان سرمایه باز است، قوی باشد. این تحلیل با نتایج به دست آمده از مطالعه فلدستاین و هوریوکا مغایرت دارد (Feldstein & Horioka, 1979; Sahoo, babu, & Dash, 2016). در تحقیق فلدستاین و هوریوکا (با علامت اختصاری FH) میزان همبستگی میان پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی به عنوان شاخص اندازه‌گیری درجه تحرك سرمایه بین‌المللی معرفی گردیده است. در مطالعه آنها مقادیر همبستگی بالا (پایین) میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مبین تحرك کم (زیاد) سرمایه است (Mastroiannis, 2007). از دیدگاه FH در یک اقتصاد بسته، پس‌انداز داخلی، صرفاً تأمین‌کننده سرمایه‌گذاری داخلی بوده و لازمه افزایش در سرمایه‌گذاری داخلی، افزایش در پس‌انداز داخلی به همان میزان می‌باشد. در مقابل در صورت باز بودن اقتصاد و تحرك بالای سرمایه، پس‌اندازها به کشوری هدایت خواهند شد که بالاترین بازدهی را داشته و تحت این شرایط سرمایه‌گذاری داخلی از طریق سرمایه جهانی تأمین می‌گردد؛ بنابراین در صورت فراهم بودن شرایط برای تحرك سرمایه، افزایش سرمایه‌گذاری داخلی

نیازی به تأمین از طریق پس‌انداز داخلی نداشته و پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی بدون ارتباط خواهند بود. در یافته‌های تجربی FH که بر مبنای تجزیه و تحلیل مقطعی انجام گرفته است، همبستگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، برای ۱۶ کشور عضو OECD طی دوره ۱۹۶۰-۱۹۷۴ مقداری نزدیک به یک (بین ۰/۸۵ تا ۰/۹۵) برآورد گردید که حاکی از کم‌تحرکی سرمایه است. این یافته به دلیل مغایرت با واقعیت در مورد تحرک سرمایه در کشورهای عضو OECD باعث نگرانی بسیاری از محققین گردید. زیرا در واقعیت درجه ادغام این کشورها در بازارهای بین‌المللی سرمایه بالا بوده و همچنین آزادسازی ابزارهای مالی نظیر نرخ ارز و نرخ بهره نیز انجام گرفته بود (Hassan, 2016). در همین راستا تعدادی از محققین اقتصادی من‌جمله اوبستفلد و روگوف (۲۰۰۰)، تسار (۱۹۹۱)، فلدستاین و باچتا (۱۹۸۹) وجود ارتباط قوی بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای پیشرفته را به‌عنوان معمای FH و مادر همه معماها معرفی کردند (Feldstein & Bacchetta, 1991; Obstfeld & Rogoff, 2000; Tesar, 1991). در تحقیقی که توسط باکستر و کروسینی (۱۹۹۳) انجام گرفت، عنوان شد که یکی از ثابت‌ترین قاعده‌ها در خصوص معمای FH در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی، همبستگی شدید پس‌انداز ملی با سرمایه‌گذاری داخلی است (Baxter & Crucini, 1993). اما بر اساس مطالعه‌ای که توسط سریل (۲۰۱۰) انجام شد، می‌توان به این نگرش رسید که برای بحث و جدال پیرامون آنچه که تا کنون به‌عنوان معما معرفی شده، نمی‌بایست صرفاً از روی یافته‌های اقتصادسنجی تحقیقات نتیجه‌گیری کرد، بلکه بیشتر باید روی تفسیرهایی که از دلایل ضریب بالای پس‌انداز انجام می‌شود، تمرکز نمود (Cyrille, 2010). با توجه به این دیدگاه، تحقیق در مورد اندازه‌گیری تحرک بین‌المللی سرمایه از طریق ارتباط میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تا کنون جذاب و حائز اهمیت باقی‌مانده است (Hoffmann, 2004).

به‌منظور حل معمای FH تحقیقات متعددی انجام گرفته و در اغلب آنها مشاهده گردیده که در صورت لحاظ نشدن متغیرهایی مانند درجه باز بودن تجاری (به‌عنوان شاخص جهانی‌سازی) تخمین رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، با بروز یک تورش درونی^۱ روبه‌بالا در ضریب پس‌انداز مواجه شده و میزان تحرک سرمایه کمتر نشان داده می‌شود (Younas)

¹ Home bias

(Chakraborty, 2011). مطالعه بی بی و جلیل (۲۰۱۶) نیز بیانگر آن است که اثر متقابل معیارهای جهانی شدن و نرخ پس‌انداز به طور قابل توجهی منفی بوده و لحاظ این معیارها در تخمین رابطه میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری باعث کاهش تورش درونی می‌گردد (Bibi & Jalil, 2016). براین اساس، تحرک بین‌المللی سرمایه می‌تواند تحت تأثیر سایر متغیرهای برون‌زا من جمله (درجه باز بودن تجارت، اندازه کشور، جمعیت‌شناسی، درجه توسعه کشور و غیره) قرار گیرد. وجود ارتباط قوی و مثبت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، منشأ شکل‌گیری مباحثی در مورد میزان ادغام مالی و درجه باز بودن تجاری در جهان صنعتی گردید (Fouquau, Hurlin, & Rabaud, 2008). باتوجه به ویژگی کشورهای مورد مطالعه در این تحقیق مبنی بر دارا بودن منابع مالی کافی برای تأمین مالی و عدم نیاز به منابع خارجی، بررسی وضعیت تحرک بین‌المللی سرمایه برای آنها می‌تواند با روشن کردن نقش تورش درونی در تخمین صحیح میزان تحرک بین‌المللی سرمایه حائز اهمیت باشد. براین اساس هدف اصلی این مطالعه بررسی وضعیت تحرک بین‌المللی سرمایه برای ۱۰ کشور در حال توسعه صادرکننده نفت است. در همین راستا تلاش می‌شود به رویکردی جدید در بررسی و اندازه‌گیری درجه تحرک سرمایه و حل معمای FH کشورهای مورد مطالعه پرداخته شود. پرداختن به این رویکرد از طریق به‌کارگیری دو شاخص سنتی و مدرن جهانی‌شدن اقتصاد از جنبه‌های نوآوری این مقاله است. سؤالات مهمی که این مطالعه در پی پاسخ به آنها است بدین ترتیب است: آیا به‌کارگیری شاخص‌های جهانی‌شدن اقتصاد در تخمین رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌تواند به حل معمای FH کمک نماید؟ آیا معمای FH در مورد ۱۰ کشور مورد مطالعه به اثبات می‌رسد؟

در مطالعه حاضر پس از ارائه مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری مرور می‌گردد. در بخش سوم، مطالعات تجربی پژوهش با تمرکز روی ارائه راه‌حل معمای FH و تشریح نوآوری تحقیق ارائه گردیده است. بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق را مورد بحث قرار می‌دهد. بخش پنجم به تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص یافته است. در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مبتنی بر تحقیق ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

اندازه‌گیری درجه تحرک سرمایه FH از طریق همبستگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به روش رگرسیونی داده‌های مقطعی بر مبنای تخمین معادله (۱) می‌باشد. در این معادله I

سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، S پس‌انداز ناخالص داخلی (دولتی و خصوصی)، Y تولید ناخالص داخلی (GDP) برای کشور i بوده و u_i جمله خطا با میانگین صفر و واریانس ثابت $(0, \delta_{ii}^2)$ می‌باشد.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + u_i \quad (1)$$

اصطلاح «ضریب ذخیره پس‌انداز^۲» که برای توصیف ضریب نسبت پس‌انداز در معادله (۱) توسط FH ابداع شد، با تحرک کامل سرمایه، برابر با صفر (β_0) و برای درجه پایین تحرک سرمایه این ضریب نزدیک یا مساوی یک (β_1) است. برای تحلیل موضوع به روشی ساده، می‌توان تولید ناخالص داخلی (GDP) که کل مخارج صرف شده روی کالاها و خدمات است و به مصرف بخش خصوصی (C)، مصرف دولت (G)، سرمایه‌گذاری (I) و یا خریداران خارجی (X-M) اختصاص داده شده، به صورت رابطه (۲) بیان کرد و با بازنویسی آن بر مبنای خالص صادرات ($NX=X-M$) رابطه (۳) را خواهیم داشت:

$$GDP = C + I + G + X - M \quad (2)$$

$$GDP = C + I + G + NX \quad (3)$$

در ادامه اگر یک کشور در وضعیت خالص دریافتی اعتباری T (خالص بدهی) در مقابل سایر نقاط جهان قرار گرفته و در نرخ بهره جهانی r سود به دست آورد (بپردازد)، در این شرایط تولید ناخالص ملی (GNP) معادل تولید ناخالص داخلی (GDP) به اضافه (منهای) درآمد خالص از بقیه جهان طبق رابطه (۴) می‌باشد:

$$GNP = GDP + rT = C + I + G + NX + rT \quad (4)$$

² Savings-retention coefficient

با بازنویسی رابطه فوق و باتوجه به اینکه پس‌انداز ناخالص ملی به صورت $S=GNP-C-G$ است، خالص تعادل تراز پرداخت‌ها (BP) طبق رابطه (۵) بیان می‌گردد:

$$BP = NX + rT = (GNP - C - G) - I = S - I \quad (5)$$

در چارچوب یک اقتصاد بسته، کل پس‌انداز ناخالص ملی برابر با کل سرمایه‌گذاری ناخالص ملی بوده و تراز پرداخت‌ها برابر با صفر است. در همین راستا در یک اقتصاد باز شکاف بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ملی بسته به اینکه تراز پرداخت‌ها دارای کسری یا مازاد باشد، می‌تواند توسط جریان سرمایه از (به) سایر نقاط جهان انتقال یابد؛ بنابراین تحت تحرک کامل سرمایه، همبستگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری معادل صفر است (Ahmad, 2013).

مهم‌ترین اشکالی که به طور خاص در تخمین معادله (۱) وجود دارد، فرض غیر واقعی مشابه بودن درجه تحرک سرمایه بین N کشور ($\beta = \beta_i$ و $\forall i = 1, \dots, N$) در تخمین پانل می‌باشد. همانطور که مقدمه اشاره گردید، عوامل متعددی شناسایی شده‌اند که به وضوح بر تحرک سرمایه تأثیر گذارند و این امر مغایر فرض بسیار محدود کننده $\beta = \beta_i$ است. علاوه بر آن، وقتی صحبت از گنجاندن این عوامل به‌عنوان متغیرهای توضیحی اضافی در معادله (۱) به میان می‌آید، مشکل همچنان به قوت خود باقی می‌ماند، زیرا تا زمانی که β_i یکسان تلقی شوند، فرض خواهد شد که رابطه بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کاملاً نزدیک به هم است. به عبارت دیگر اشکال دیگر، فرض غیر واقعی ثابت بودن پارامترهای β_i برای دوره زمانی در نظر گرفته شده می‌باشد. این نکته کاملاً روشن است که تغییرپذیری این پارامترها در نتیجه سایر عوامل ساختاری اتفاق می‌افتد و این پارامترها در معرض شوک‌ها و نوسانات قرار دارند، اما مقدار تأثیر این شوک‌ها نامشخص است (Fouquau et al., 2008). باتوجه به این که اثر بلندمدت شوک‌های جهانی طبق عبارت ثابت u_i در نظر گرفته نمی‌شوند، براین اساس از جمله خطای μ_i طبق معادله (۶) بهره گرفته می‌شود که در آن کلیه عوامل و شوک‌های بلندمدت، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را در کشورهای مختلف به طور قابل توجه و متفاوت، هدف قرار داده و در تخمین پانل لحاظ می‌گردند:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + \mu_i \quad (6)$$

هدف از این رویکرد، کنترل عوامل جهانی است که روی تحرک‌پذیری سرمایه کشورها تأثیر می‌گذارد، از جمله این عوامل می‌توان به شوک‌های نفتی، شوک‌های بهره‌وری جهانی، شاخص‌های جهانی‌سازی و یا موارد غیرقابل مشاهده مانند متغیرهایی مانند نرخ بهره اشاره کرد؛ بنابراین اگر شوک‌های جهانی به طور ناهمگن در میان کشورها منتشر شوند، رابطه بین میزان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را نمی‌توان به طور پیوسته بر مبنای معادله FH تخمین زد و به نتایج صحیح یافت (Giannone & Lenza, 2010).

۳- مطالعات تجربی پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

مرور مطالعات مختلف در خصوص معمای FH نشان می‌دهد که بیشتر تحقیقات برای اقتصادهای پیشرفته انجام گرفته و فقط تعداد محدودی مطالعه در مورد کشورهای درحال توسعه وجود دارد. اما آنچه در این ادبیات بسیار مورد توجه قرار می‌گیرد، همبستگی زیاد میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بین کشورهای OECD با وجود ادغام گسترده بازارهای سرمایه آنها در بازار سرمایه جهانی است. در مقابل در اغلب مطالعات برای کشورهای درحال توسعه مشاهده می‌شود که با وجود بی‌تحرکی سرمایه، همبستگی پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کم و یا نزدیک به صفر است (Cyrille, 2010). نگاهی به خلاصه برخی از مطالعات خارجی در جدول ۱ گویای برخی واقعیت‌ها می‌باشد.



جدول ۱. پیشینه مطالعات خارجی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. Background of foreign studies

Source: Research Findings

نتایج کلیدی	روش تحقیق/نمونه/ دوره زمانی	پرسش اصلی تحقیق	عنوان خلاصه شده تحقیق	محققین
در کشورهای درحال توسعه جریان‌های غیربازاری مانند کمک‌های خارجی باعث همبستگی ضعیف بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شده و بیانگر تحرک‌پذیری سرمایه نمی‌باشد.	cross section analysis ۲۳ کشور OECD و ۷۹ کشور غیر OECD ۱۹۸۰-۱۹۹۵	ضریب همبستگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیانگر درجه تحرک‌پذیری سرمایه است؟	همبستگی پس‌انداز - سرمایه‌گذاری	(Kasuga, 2004)
اندازه کشور و درجه باز بودن تجاری تأثیر سیستماتیک قوی روی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دارد.	FMOLS ۱۲۶ کشور ۱۹۶۰-۲۰۰۰	رابطه پس‌انداز - سرمایه‌گذاری نسبت به درجه باز بودن تجاری و اندازه کشور حساس است؟	باز بودن تجاری، اندازه کشور، و رابطه پس‌انداز - سرمایه‌گذاری	Bahmani- Oskooee & Chakrabarti, (2005)
جریان کمک‌های خارجی و باز بودن تجاری، متغیرهای تأثیرگذار بر ضریب پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال توسعه هستند.	panel data ۱۵ کشور آفریقای جنوب صحرا ۱۹۸۰-۲۰۰۱	کمک‌های خارجی و درجه باز بودن تجاری در تعیین سرمایه‌گذاری مؤثر هستند؟	تحرک سرمایه، کمک‌های خارجی و باز بودن تجاری	Payne & Kumazawa, (2005)
وقتی در تخمین رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از سرمایه‌گذاری داخلی کشور گیرنده کسر	FGLS-GMM کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته ۱۹۷۰-۲۰۰۵	نتیجه‌گیری در مورد میزان تحرک سرمایه به روش FH مناسب است؟	نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برآورد تحرک سرمایه	Younas & Chakraborty, (2011)

گردد، ضریب تخمین زده شده پس‌انداز دقیقاً بیانگر میزان تحرک سرمایه خواهد بود.				
علیت میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود دارد و سرمایه در هیچ‌کدام از کشورها کاملاً متحرک نیست. این نتیجه به دلیل تأمین مالی سرمایه‌گذاری داخلی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی است.	bootstrap panel Granger causality شش اقتصاد در حال گذار اروپای شرقی ۱۹۹۵-۲۰۱۴	نتیجه‌گیری از تعیین میزان تحرک سرمایه بر مبنای معادله فلدستاین هوریوکا صحیح است؟	علیت میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری	Iranhoudst,) (2019
همبستگی بالا میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصادهای پیشرفته احتمالاً نتیجه بروز تورش درون‌زایی که به دلیل باز بودن کشور بر روی جریان‌های تجاری ایجاد می‌شود.	Pooled and Fixed-Effects OLS ۲۷ کشور پیشرفته ۱۹۷۰-۲۰۱۵	سرمایه‌گذاری داخلی از طریق پس‌انداز داخلی تأمین می‌گردد؟	بررسی ارتباط بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری	David,) Gonçalves, Werner, & (Roldos, 2020

۳-۲- مطالعات داخلی

تعدادی از مطالعات انجام شده در ایران که غالباً بر اساس معادله اولیه FH انجام گرفته‌اند در جدول ۲ نشان داده شده است. نتایج اکثر مطالعات انجام شده در داخل کشور بیانگر آن است که معمای FH برای ایران، کشورهای در حال توسعه و کشورهای صادرکننده نفت مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

جدول ۲. پیشینه مطالعات داخلی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 2. Background of internal studies

Source: Research Findings

نتایج کلیدی	روش تحقیق/ نمونه/ دوره زمانی	پرسش اصلی تحقیق	عنوان خلاصه شده تحقیق	محققین
رابطه بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری وجود دارد و عدم تحرک سرمایه در ایران مورد تأیید است.	ECM ایران ۱۳۳۸-۱۳۷۵	عدم تحرک کامل سرمایه فاصله بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری را تشدید می‌کند؟	بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری	Hadian, 1999
معمای FH در کشورهای گروه هفت و کشورهای منطقه منا مورد تأیید نمی‌باشد.	FMOLS- DOLS منطقه منا و گروه هفت ۲۰۱۰-۱۹۹۴	عدم هم‌انباشتگی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دلیلی بر تحرک بالای سرمایه است؟	تحرک بین‌المللی سرمایه و معمای فلداستین - هوری اوکا	Alizadeh & Golkhand an, 2014
معمای FH در کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته مورد تأیید نمی‌باشد.	PSTR کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته ۲۰۱۲-۱۹۹۵	معمای FH برای کشورهای مورد مطالعه مورد تأیید است؟	بررسی تأثیر پس‌انداز بر سرمایه‌گذاری	Salmni et al., 2016
نمی‌توان معمای FH را برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار داد.	Markov Chain Models ایران سه بازه زمانی قبل و بعد از انقلاب و ۲:۱۳۴۷-۴:۱۳۹۱	معمای FH برای ایران مورد تأیید است؟	آزمون معمای فلداستین - هوریوگا در ایران (با تأکید بر نقد لوکاس)	Ehsani & Taheri Bazkhane h, 2017

۳-۳- جمع‌بندی مطالعات قبلی و تشریح نوآوری تحقیق

بازنگری مطالعات تجربی انجام شده مرتبط با موضوع در ایران، نشان می‌دهد که تا کنون به رویکردهای جدید حل این معما، من جمله بکارگیری متغیرهای اصطکاکات مالی و تجاری در تخمین مدل، پرداخته نشده است. این مقاله با تجدید نظر در روش حل معمای FH با استفاده از رهیافت داده‌های پانلی^۳ برای ۱۰ کشور درحال توسعه صادرکننده نفت (ایران، امارات متحده عربی، عمان، عربستان سعودی، آذربایجان، اکوادور، قزاقستان، اندونزی، مصر و سودان) و بر اساس در دسترس بودن داده‌های آماری برای دوره ۲۰۰۰ - ۲۰۱۸ نگاشته شده است. مطالعه حاضر از دو جنبه به گسترش ادبیات تجربی موضوع پرداخته و آن را از سایر تحقیقات متمایز می‌نماید: اول این که در میان مطالعات داخلی و خارجی، تحقیق حاضر اولین پژوهشی است که در آن به طور هم زمان متغیرهای مربوط به اصطکاک‌های تجاری و مالی به صورت سنتی و مدرن در تخمین معادله FH بکارگرفته شده است. دوم این که در مطالعات داخلی برای اولین بار با افزودن متغیرهای جدید روی فرم اولیه معادله FH یک تصریح جدید از این معادله برای حل معما صورت می‌پذیرد.

۴- روش‌شناسی تحقیق

برای پژوهش حاضر، به دلیل عدم دسترسی به برخی از داده‌ها برای کشور امارات متحده عربی در سال ۲۰۰۰ الگوی پانل با داده‌های غیر متوازن^۴ بکار گرفته شده است. تجزیه و تحلیل مقطعی برای برآورد داده‌های پانل پویا، عوامل مربوط به زمان تأثیرگذاری بر مدل و مقاطع جامعه آماری را با استفاده از تجزیه و تحلیل مقطعی تعمیم یافته محاسبه می‌نماید. این شرایط که با بررسی ایستایی متغیرهای سری زمانی مدل شروع می‌شود، دارای ماهیت تصریح ساختاری بوده و به این امکان را می‌دهد که خصوصیات تجمیعی و همجمعی آنها بهتر درک شود (Wooldridge, 2002). از مزیت‌های تجزیه و تحلیل داده‌های پانل می‌توان به ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی از هر دو بعد مقطعی و زمانی و حفظ پویایی داده اشاره کرد (Greene, 2003). از جمله دلایل ترجیح این روش نسبت به سایر تکنیک‌ها،

³ panel data

⁴ unbalanced data

کنترل اثرات پنهانی است که ممکن است مربوط به پارامترهای موجود در مدل باشد. زیرا مشاهدات متقاطع جمع‌آوری شده در طول یک دوره با هم ترکیب شده و تعداد مشاهدات افزایش می‌یابد. از آنجاکه در تجزیه و تحلیل داده‌های پانل تعامل بین متغیرها کاهش می‌یابد، پارامترها قابل اطمینان‌تر هستند و این موضوع تنوع و جریان اطلاعات را افزایش می‌دهد (Hsiao, 2007). به گفته برخی از محققین، استفاده از این رویکرد در تخمین رابطه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری باهدف جلوگیری از بروز برخی مشکلات در برآورد، من جمله وقوع احتمال حرکت هم‌زمان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری انجام می‌پذیرد. از این رو انتظار می‌رود که مدل‌سازی مجموعه داده‌های تحقیق با این رویکرد نتایج دقیق‌تری را ارائه می‌نماید (Sinn, 1992). در ادامه از روش پیشرفته آزمون ریشه واحد، آزمون تشخیصی لیمر^۵ (آزمون همگنی) برای مشخص شدن نوع بهینه مدل و همجمعی پانل استفاده کردیم که می‌تواند بر مشکلات توان کم آزمون ریشه واحد و همجمعی، در روش سری زمانی غلبه کند. برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده^۶ (FMOLS) فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای تخمین روابط بلندمدت همجمعی پانل مورد استفاده قرار گرفته است (Peter & Hansen, 1990). همچنین به منظور اطمینان از استحکام نتایج به دست آمده روش حداقل مربعات معمولی پویا^۷ (DOLS) استوک و واتسون (۱۹۹۳) برای برآورد پارامترهای تعادل بلندمدت بکار گرفته شده که برای نمونه‌های کوچک نیز کاربرد دارد (Narayan, 1993; Stock & Watson, 2005). محاسبات تحقیق توسط بسته نرم‌افزاری Eviews10 انجام شده است.

۴-۱-۴- ارائه مدل و معرفی متغیرها

باتوجه به چارچوب ادبیات نظری و کاربردی مشاهده گردید که در صورت نادیده گرفتن عوامل و شوک‌هایی که پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را هدف قرار داده و باعث بروز تورش درونی می‌شوند، نمی‌توان به نتیجه قابل اتکائی از اندازه‌گیری میزان تحرک سرمایه به روش FH دست پیدا کرد. بنابراین تمرکز اصلی این تحقیق برای حل معمای FH، توجه به اصطکاک های تجاری و مالی برای رفع تورش درونی است. به کارگیری متغیر درجه باز بودن تجاری

⁵ Limer Test

⁶ Fully Modified Ordinary Least Squares

⁷ Dynamic Ordinary Least Squares

به‌عنوان نماینده اصطکاک تجاری به نوبه خود می‌تواند معمای FH را تخفیف دهد. ایتون و همکاران (۲۰۱۵) برای حل معمای FH دریافتند که به‌کارگیری اصطکاک های تجاری در مدل، وابستگی سرمایه‌گذاری داخلی به پس‌انداز داخلی را به نصف کاهش داده و یا به طور کامل از بین می‌برد (Eaton, Kortum, & Neiman, 2016). این امر توسط فورد و هوریکا (۲۰۱۶) نیز مورد تأیید قرار گرفت (Ford & Horioka, 2017). در تحقیقی که توسط لپ (۱۹۹۶) انجام گرفت ارتباط میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر مبنای معادله تخمین زده (۷) شد که در آن متغیر X_t بیانگر درجه بازبودن تجاری است (Lapp, 1996).

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha + (\beta_0 + \beta_1 X_t) \left(\frac{S}{Y}\right)_t + u_i \quad (7)$$

اما درجه بازبودن تجارت ممکن است بهترین گزینه به‌عنوان نماینده برای اصطکاک‌های تجاری نباشد. رازک و مسیح (۲۰۱۷) در مطالعاتشان تأکید داشتند که برای درک بهتر از آنچه که باعث ایجاد رابطه پس‌انداز - سرمایه‌گذاری می‌شود، به‌کارگیری گزینه بهتری به‌عنوان نماینده اصطکاک در بازارهای مالی جهانی و بازار کالاهای جهانی ضروری است (Razak & Masih, 2017). بر همین مبنا در این تحقیق برای ارائه شواهدی قوی‌تر از مطالعات مربوط ادبیات FH علاوه از متغیر درجه بازبودن تجاری، از متغیر شاخص کوف با توجه به پذیرفته شدن کاربرد آن در ادبیات موجود، برای تصریح مدل استفاده شده است؛ بنابراین متناسب با مبانی نظری در مورد ارزیابی میزان تحرک سرمایه و با الهام از مطالعه تجربی لپ (۱۹۹۶)، همچنین با در نظر داشتن معیارهای مرتبط با مبانی مدل‌سازی، مدل مورد نظر این پژوهش به صورت معادله (۸) معرفی می‌شود، که در آن $i=1, \dots, N$ و $t=1, \dots, T$ که به ترتیب نشانگر مقطع و واحدهای سری زمانی هستند:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha + \beta_1 Kof_{it} + \beta_2 \left(Kof \times \frac{S}{Y}\right)_{it} + \beta_3 OPEN_{it} + \beta_4 \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

در همین راستا متغیرهای مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل تجربی مدل بکار گرفته شده در این مطالعه تجربی به شرح جدول ۳ معرفی و تعریف می‌گردند.



جدول ۳. تعاریف و توضیحات متغیرها

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 3. Definitions and descriptions of variables

Source: Research Findings

علامت اختصاری	تعریف متغیر	علامت مورد انتظار	در مطالعاتی که این متغیر بکار گرفته شده است
$\frac{I}{\bar{Y}}$	نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی*		Younas & Chakraborty (2010); Obstfeld (1986); Tesar (1991); Feldstein & Horioka (1980)
$\frac{S}{\bar{Y}}$	نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی**	+	Bahmani-Oskooee & Chakrabarti, 2005; Bineau, 2014; Razak & Masih, 2017; Wong, 1990; (Younas & Chakraborty, 2011)
OPEN	درجه باز بودن تجاری (مجموع کل صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی)	+	
Kof	شاخص کوف (یک شاخص وزنی از جریان‌های جریان تجارت، کالا و سرمایه)	+	(Younas & Chakraborty, 2011)
$\frac{S}{Kof \times \bar{Y}}$	اثر تعاملی شاخص کوف با نسبت پس‌انداز	-	

* این متغیر در مدل تخمین زده شده به اختصار به صورت نسبت سرمایه‌گذاری بیان می‌گردد.

** این متغیر در مدل تخمین زده شده به اختصار به صورت نسبت پس‌انداز بیان می‌گردد.

متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی (I) پس‌انداز ناخالص داخلی (S)، تولید ناخالص داخلی (GDP) و درجه باز بودن تجاری (OPEN) از جداول آنلاین پایگاه داده‌های بانک جهانی^۸ (WDI) استخراج شده‌اند. آمار شاخص جهانی‌سازی کوف (KOF)^۹ از سری

^۸ World Development Indicators; <http://data.worldbank.org/indicator/>

^۹ KOF globalization index (KOFGI)

زمانی سال ۲۰۲۱ سایت مؤسسه اقتصادی تحقیقات در زمینه کسب‌وکار سوئیس^{۱۰} اخذ گردیده است.

شاخص ترکیبی جهانی‌سازی کوف توسط درهر (۲۰۰۶) به‌عنوان پرکاربردترین شاخص جهانی‌سازی در ادبیات اقتصادی معرفی شد که در ابعاد وسیع‌تری به معرفی شاخص باز بودن که شامل هم تجارت کالا و خدمات و هم جریان سرمایه است، می‌پردازد (Dreher, 2006; Potrafke, 2015). شاخص‌های منفردی، مانند درجه باز بودن تجارت، به‌عنوان شاخص سنتی جهانی‌شدن شناخته شده‌اند، اما شاخص‌های ترکیبی، مانند شاخص جهانی‌سازی KOF که جنبه‌های مختلف جهانی‌شدن را در یک شاخص نهایی فراهم می‌کنند به‌عنوان شاخص مدرن جهانی‌شدن معرفی می‌شوند. این شاخص، جهانی‌سازی را از بعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تقریباً برای همه کشورهای جهان از سال ۱۹۷۰ اندازه‌گیری می‌کند. طبق تحلیلی که کوتون (۲۰۱۸) در یک مطالعه انجام داد، شاخص جهانی‌شدن KOF به‌عنوان معیار برتر نسبت به درجه باز بودن تجاری معرفی می‌گردد (Kouton, 2018). استدلال نویسندگان برای بکارگیری این شاخص در تخمین مدل، فراهم کردن امکان ارزیابی دقیق‌تر رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری برای کشورها به‌عنوان بازیگران بین‌المللی است.

۵- تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

۵-۱- آزمون ریشه واحد

قبل از انجام آزمون همجمعی پانلی جهت تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، باید آزمون ریشه واحد جهت جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب برای متغیرها انجام می‌گیرد (Yavari et al., 2021). برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های سری زمانی و ترکیبی، در مرحله اول ایستایی متغیرها بررسی می‌شوند. برای مطالعه ایستایی متغیرهای از دو آزمون لوین، لین و چو (LLC)^{۱۱}، ایم، پسران و شین (IPS)^{۱۲} که از مهم‌ترین

¹⁰ KOF Swiss Economic Institute ; <http://www.kof.ethz.ch/globalisation>

¹¹ Levin & Lin & Chu

¹² Im, Pesaran & Shin



جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Results of Unit Root Test
Source: Research calculations

متغیر	ریشه آزمون واحد	در سطح		با یکبار تفاضل گیری		درجه همجمعی
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	
I \bar{Y}	LLC	-۱.۹۵*	۰.۰۲۵	-	-	I(0)
	IPS	-۰.۲۱	۰.۱۹۲	-۳.۴۵*	۰.۰۰	I(0)
S \bar{Y}	LLC	-۱.۰۲	۰.۱۵۳	-۴.۱۱*	۰.۰۰	I(0)
	IPS	-۰.۰۹	۰.۴۶۲	-۴.۴۶*	۰.۰۰	I(0)
OPEN	LLC	-۲.۳۳*	۰.۰۰۹	-	-	I(0)
	IPS	-۰.۹۸	۰.۱۶۱	-۳.۷۱*	۰.۰۰	I(0)
KOF	LLC	-۴.۵۴*	۰.۰۰	-	-	I(0)
	IPS	-۱.۱۶	۰.۱۲۲	-۴.۲۵*	۰.۰۰	I(0)
S KOF $\times\bar{Y}$	LLC	-۱.۷۵*	۰.۰۳۹	-	-	I(0)
	IPS	-۰.۷۳	۰.۲۳۰	-۴.۱۴*	۰.۰۰	I(0)

* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد و نامانایی در سطح خطای ۱٪) است

آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانل شناخته شده‌اند بهره گرفتیم و در تمام این آزمون‌ها، فرضیه صفر بیانگر وجود یک ریشه واحد است. وقفه بهینه در آزمون‌های مذکور از طریق معیار شوارتز - بیزین¹³ تعیین شده است. نتایج مربوط به این دو آزمون که با در نظر گرفتن عرض از مبدأ هستند، در مورد متغیرهای مختلف تحقیق در جدول ۴ نشان داده شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود، اعتبار فرضیه صفر در آزمون LLC برای کلیه متغیرها به جز متغیر $\frac{S}{\bar{Y}}$ مورد تأیید نمی‌باشد، اما این فرضیه در آزمون IPS برای همه متغیرهای تحقیق فاقد اعتبار است. باتوجه به این یافته‌ها، شواهد کافی مبنی بر این که متغیر نسبت پس‌انداز از روندی غیر ثابت پیروی کرده اما متغیرهای نا ایستا در هر دو روش با یکبار تفاضل گیری ایستا I(0) شده‌اند به دست آمده است.

¹³ Schwarz information criterion (SC)

۵-۲- آزمون چاو (F لیمر)

در برآورد یک مدل که داده‌های آن از نوع ترکیبی است، ضرورت دارد تا بررسی لازم در خصوص قرار گرفتن مدل مورد بررسی در طبقه تلفیقی^{۱۴} یا تابلویی^{۱۵} انجام پذیرد؛ بنابراین، ابتدا باید ملاحظه شود که آیا ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی بین کشورها وجود دارد یا خیر. اگر ناهمگنی وجود داشته باشد روش داده‌های پانل و در غیر این صورت روش داده‌های تلفیقی اعمال می‌شود. آزمون لیمر^{۱۶} همراه با فرضیات زیر به بررسی این موضوع می‌پردازد و در صورت عدم تأیید اعتبار فرضیه صفر، تخمین مدل به روش داده‌های پانل است. نتایج آزمون F لیمر به شرح جدول ۵ ارائه شده است.

} فرضیه صفر □ داده تلفیقی
} فرضیه جانشین □ داده پانل

جدول ۵. آزمون F لیمر
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. F-Limer test

Source: Research calculations

آزمون اثرات	آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۹۰.۰۲	(۹ و ۱۷۵)	۰.۰۰
Cross-section Chi-square	۷۲.۰۶	۲	۰.۰۰

باتوجه به این که احتمال آماره F کمتر از سطح معنی‌داری ۵٪ است، فرضیه H_0 را برای مدل داده‌های تلفیقی نمی‌توان پذیرفت، یعنی تجزیه و تحلیل مدل بایستی به صورت پانل صورت پذیرد.

¹⁴ Pooled data

¹⁵ Panel data

¹⁶ F-Limer test

۳-۵- آزمون همجمعی پانلی

باتوجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد، به دلیل عدم ایستایی یک متغیر در سطح، تخمین مدل در این شرایط باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، می‌بایست آزمون‌های همجمعی جهت وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها و حصول اطمینان از برآوردهای انجام شده، بکار گرفته شود. در این تحقیق برای آزمون همجمعی پانلی^{۱۷}، دو تکنیک همجمعی سازی به نام‌های آزمون همجمعی پانل پدرونی و آزمون همجمعی پانل کائو در نظر گرفته شده است (Kao, 1999; Pedroni, 1999, 2004). فرضیه صفر در هر دو آزمون پدرونی و کائو حاکی از عدم وجود همجمعی بین متغیرهای مدل است. آزمون پیشنهاد شده توسط پدرونی که در کارهای تجربی به طور گسترده‌ای بکار گرفته می‌شود، شامل هفت آزمون همجمعی در دو مجموعه کلی، چهار آماره درون بعدی و سه آماره بین بعدی است (Salimifar, 2011 Falahi, Khodaparast-Mashhad &). آزمون پیشنهاد شده توسط پدرونی شامل هفت آزمون همجمعی در دو مجموعه کلی، چهار آماره درون بعدی و سه آماره بین بعدی است. آماره‌های حاصل از روش درون بعدی عبارت‌اند از آماره V پانل، آماره rho پانل، آماره PP پانل، آماره ADF پانل بوده و آماره‌های حاصل از روش بین بعدی شامل آماره rho گروهی، آماره PP گروهی، آماره ADF گروهی است. نتایج آزمون‌های همجمعی پانل در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۶. آزمون‌های همجمعی پانل
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 6. Panel Cointegration Tests

Source: Research calculations

الف. نتایج آزمون همجمعی پدرونی				
درون بعدی				
روش	آماره	احتمال	آماره وزنی	احتمال
Panel v-Statistic	۰.۹۰	۰.۱۸	۰.۴۹	۰.۳۱
Panel rho-Statistic	۱.۴۴	۰.۹۲	۰.۹۲	۰.۸۲
Panel PP-Statistic	۰.۳۹	۰.۶۵	-۱.۰۶	۰.۱۴

¹⁷ Panel Cointegration Test

Panel ADF-Statistic	- ۲.۰۸	۰.۰۱	- ۱.۴۹	۰.۰۶
بین بعدی				
روش	آماره	احتمال		
Group rho-Statistic	۲.۳۰	۰.۹۸		
Group PP-Statistic	- ۲.۶۷	۰.۰۰		
Group ADF-Statistic	- ۲.۰۰	۰.۰۲		
ب. نتایج آزمون همجمعی کائو				
ADF	آماره	احتمال		
	- ۴.۱۴۰	۰.۰۰		

در جدول فوق نتایج آزمون همجمعی پدرونی در وضعیت بدون عرض از مبدأ و روند ارائه شده است. طبق یک آماره پانل ADF و دو آماره گروه PP و ADF آزمون پدرونی و بر اساس آماره ADF آزمون کائو، وجود روند مشترک طولانی مدت بین متغیرهای تحقیق در سطح ۵٪ پذیرفته می‌شود و مدل تخمینی با رگرسیون کاذب مواجه نخواهد شد.

۵-۴ همگام‌سازی پانل

اگرچه روش پدرونی این امکان را می‌دهد تا وجود همجمعی مورد آزمون قرار گیرد، اما در این روش امکان برآورد رابطه طولانی مدت بین متغیرها وجود ندارد. برای چارچوب‌های پانل، در حضور همجمعی، چند تخمین زنده برای تخمین بردارهای همجمعی، مانند حداقل مربعات معمولی، OLS کاملاً تعدیل شده^{۱۸} (FMOLS) و OLS پویا^{۱۹} (DOLS) وجود دارد. چن و همکاران (۱۹۹۹) ویژگی‌های تخمین زنده OLS را تجزیه و تحلیل کردند و دریافتند که اصلاح تخمین زنده OLS منجر به بهبود آن نمی‌گردد. در کارهای تجربی صورت گرفته می‌توان مشاهده کرد که نتایج برآوردگر FMOLS یا DOLS در رگرسیون‌های پانل همجمعی امیدوار کننده تر و قابل اتکاتر می‌باشد (Chen, McCoskey, & Kao, 1999). در این پژوهش، دو روشی که توسط کائو و چیانگ (۲۰۰۰) برای برآورد بردار همجمعی بلندمدت و در مورد پانل‌های غیر ایستا ارائه شده، جهت بررسی رابطه طولانی مدت بین متغیرهای مدل بکار گرفته شده است. در دو روش یاد شده، مشکل همبستگی سریالی

¹⁸ Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

¹⁹ Dynamic Ordinary least Squares (DOLS)

برآوردگرهای OLS استاندارد و درون زایی رگرورها که به طور معمول در روابط طولانی مدت بین متغیرها وجود دارند، برطرف می‌گردد (Kao & Chiang, 2001).

۵-۵- برآورد ضرایب بلندمدت

نتایج برآوردهای انجام شده با استفاده از روش FMOLS و DOLS برای معادله (۱) و معادله (۸) یا همان فرم تصریح شده معادله FH، در جدول ۷ و جدول ۸ ارائه و با یکدیگر مقایسه می‌گردند. نتایج جدول ۷ بیانگر آن است که یک درصد افزایش در نسبت پس‌انداز در روشهای FMOLS و DOLS به ترتیب ۵ درصد و ۶ درصد منجر به افزایش نسبت سرمایه‌گذاری می‌گردد که البته هیچ یک از ضرایب به لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشند. دلیل به کارگیری معادله جدول ۸ اثبات ناصحیح بودن استفاده از فرم اولیه معادله FH برای تخمین رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، بدون لحاظ شاخص‌های جهانی‌سازی و حذف تورش درونی است. نتایج مشخص کردند که اگر بر این مبنا قضاوت در خصوص میزان تحرک سرمایه برای کشورهای مورد مطالعه انجام گیرد، منتهی به دریافت نتیجه نادرست که همان تحرک‌پذیری کامل سرمایه است می‌گردد.

جدول ۷. برآورد معادله ۱
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. Estimation of Equation 1

Source: Research calculations

متغیرها	FMOLS			DOLS		
	ضرایب	آماره	احتمال	ضرایب	آماره	احتمال
$\frac{S}{\bar{Y}}$	۰.۰۵	۰.۹۵	۰.۳۴	۰.۰۶	۰.۹۴	۰.۳۴

نتایج حاصل از تخمین معادله تصریح شده در جدول ۸ گزارش گردیده است. باتوجه به جدول مذکور نتایج بدین شرح بیان می‌گردد؛ شاخص کوف که با ضریب مثبت معنی دار ظاهر گردیده بیانگر آن است که افزایش یک درصد در این متغیر، نسبت سرمایه‌گذاری را به ترتیب میزان ۲۷ و ۲۵ درصد افزایش می‌دهد. اثر تعاملی شاخص کوف با نسبت پس‌انداز، ضریب منفی معنی دار داشته و نشانگر آن است که با افزایش یک درصد در این متغیر، نسبت سرمایه‌گذاری به ترتیب میزان ۵ و ۱ درصد کاهش می‌یابد. از آنجا که ادغام در بازار

مالی نشان‌دهنده کاهش محدودیت‌های موجود در حرکت سرمایه بین کشورها است، همانگونه که انتظار می‌رود، علامت اثر تعاملی شاخص کوف روی نسبت سرمایه‌گذاری منفی است. متغیر درجه باز بودن تجاری که با ضریب مثبت و معنی‌دار، در روش FMOLS ظاهر گردیده است، مبین آن است که با افزایش یک درصد در این متغیر، نسبت سرمایه‌گذاری ۷ درصد افزایش می‌یابد، در حالی که این ضریب در روش DOLS فاقد اعتبار آماری می‌باشد. باتوجه به موضوع می‌توان نتیجه‌گیری کرد که درجه باز بودن تجاری کمکی به توضیح نسبت سرمایه‌گذاری نمی‌نماید. متغیر نسبت پس‌انداز با ضریب مثبت معنی‌دار نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در این متغیر، نسبت سرمایه‌گذاری به ترتیب میزان ۹۳ و ۹۰ درصد افزایش می‌یابد. باتوجه به اینکه میزان این دو مقدار بسیار نزدیک به هم بوده و نسبت به روش تخمین حساس نمی‌باشند، می‌توان مقادیر و اهمیت ضریب نسبت پس‌انداز را در تعیین نسبت سرمایه‌گذاری به اثبات رساند. بنابراین چنین ضریب تخمینی بیانگر آن است که نرخ پس‌انداز دقیقاً منعکس‌کننده میزان استفاده از پس‌انداز داخلی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری داخلی بوده و هیچ‌گونه تورش درونی در تخصیص پس‌انداز داخلی به سرمایه‌گذاری وجود ندارد.

جدول ۸. برآورد معادله ۸
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 8. Estimation of Equation 8

Source: Research calculations

متغیرها	FMOLS			DOLS		
	ضرایب	آماره	احتمال	ضرایب	آماره	احتمال
Kof	۰.۲۷*	۸۰.۶۲	۰.۰۰	۰.۲۵*	۱۴.۵۶	۰.۰۰
$Kof \times \frac{S}{Y}$	-۰.۰۵*	-۸.۵۳	۰.۰۰	-۰.۰۱*	-۷.۹۴	۰.۰۰
Open	۰.۰۷*	۱۱.۵۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۱.۰	۰.۳۱
$\frac{S}{Y}$	۰.۹۳*	۶۸۳.۵۶	۰.۰۰	۰.۹۰*	۱۱.۰۵	۰.۰۰
Wald Test, H0: Coefficient of $\frac{S}{Y}$ equal to One						
t - Stat	-۰.۴۹*			-۱.۸۲*		
χ^2 Stat.	۲۴۲۷.۵۹*			۳.۳۲*		

*در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد.

نتایج آزمون والد، برای آزمون معناداری هم‌زمان رگرسورها در شرایطی که فرضیه صفر شامل برابری متغیر نسبت پس‌انداز با یک است، برای هر دو روش تخمین حائز اهمیت است؛ بنابراین حذف تورش درونی منجر به واقعی شدن مقدار ضریب نسبت پس‌انداز شده است. در این مطالعه می‌توان درجه بسیار اندک تحرک سرمایه را برای کشورهای مورد مطالعه با قاطعیت نتیجه‌گیری کرد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

تفسیر همبستگی زیاد بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی به‌عنوان شاهی از میزان پایین تحرک سرمایه، در سال ۱۹۸۰ در مورد کشورهای عضو OECD، طی تحقیقات انجام بعدی گرفته نادرست تلقی گردید. با مطالعه ادبیات کاربردی موضوع می‌توان مشاهده کرد که سرمایه‌گذاری که در یک کشور با اقتصاد باز انجام می‌شود، احتمالاً به معادله FH تعلق نداشته و امکان تأمین مالی آن از طریق پس‌انداز جهانی زیاد است؛ بنابراین نتیجه‌گیری در مورد میزان تحرک سرمایه صرفاً بر اساس ارتباط آن با پس‌انداز داخلی غیرمنطقی خواهد بود. از این‌رو مطالعات بعدی روی تورش درونی در نحوه تخصیص پس‌انداز داخلی به سرمایه‌گذاری تمرکز کردند و استدلال کردند که با لحاظ متغیرهایی مانند درجه باز بودن تجاری و آزادسازی مالی به‌عنوان عوامل کاهنده اصطکاکات و تورش درونی، میزان ارتباط بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری منطقی‌تر نشان داده می‌شود. در این مقاله به تصریح جدیدی از معادله اولیه FH و تخمین درجه تحرک بین‌المللی سرمایه برای ۱۰ کشور منتخب در حال توسعه صادرکننده نفت با استفاده از تحلیل همجمعی در داده‌های پانل طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۷ پرداخته شده است. پس از اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، به واسطه آزمون همجمعی در داده‌های پانل، با استفاده از تکنیک‌هایی FMOLS و DOLS رابطه بلند داده‌های پانل را تخمین زدیم. در بررسی‌های به‌عمل‌آمده از نتایج تخمین‌ها پاسخ سؤالات این تحقیق مشخص شد. در پاسخ به سؤال اول می‌توان گفت شاخص کوف به‌عنوان عامل کاهنده اصطکاکات تجاری و مالی و اثر تعاملی آن با نسبت پس‌انداز نقش تعیین‌کننده‌ای در حل معمای FH و تقویت رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دارد. این نتیجه با نتایج تحقیق یونس (۲۰۱۱) همخوانی داشته و یافته رزاق و مسیح (۲۰۱۷) مبنی بر این که درجه باز بودن تجاری بهترین نماینده برای کاهش اصطکاکات تجاری نیست و باید به دنبال تقریب بهتری در این زمینه بود را مورد تأیید قرار می‌دهد.

از این رو نتایج تحقیق گویای آن خواهد بود که شاخص کوف به عنوان یک نسخه پیشرفته و مدرن نسبت به درجه باز بودن تجارت، برای حل معمای FH مورد تأیید است. در پاسخ به سؤال دوم می توان گفت تصریح انجام گرفته روی معادله اولیه FH در حل این معمای مهم اقتصاد بین الملل نقش قابل توجهی داشته و شواهدی از تأیید این معما برای کشورهای منتخب مطالعه حاصل نگردید.

حال با توجه به این که جامعه آماری در این تحقیق را کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت تشکیل می دهند نتایج اخذ شده تعجب آور نیست. به این دلیل که کشورهای مذکور به دلیل عدم دسترسی به وام های خارجی و با اتکا به درآمدهای نفتی، از پس انداز داخلی استفاده کرده و معمولاً با کسری تراز پرداخت ها مواجه نمی گردند؛ بنابراین تفسیر ارتباط بین پس انداز و سرمایه گذاری در مورد هر کدام از این کشورها که دارای ظرفیت جذب متفاوت هستند حائز اهمیت بوده و میزان پیوند سرمایه گذاری با پس انداز در هر یک از کشورها با دیگری فرق خواهد داشت. تحت این شرایط هر کشوری که استفاده منطقی از درآمد نفت داشته باشد، می تواند اساساً بخشی از آن را برای برنامه های توسعه داخلی و بخشی دیگری را برای خرید دارایی های مالی در خارج از کشور هزینه نموده و در بازارهای جهانی سرمایه ادغام گردد. با عنایت به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهاد سیاست هایی را به شرح زیر می توان مطرح کرد:

۱- بهبود و توسعه بازارهای مالی به واسطه ارتقای سرمایه انسانی و توسعه کسب و کار بخش خصوصی به عنوان پیش شرط لازم جهت تأمین سرمایه گذاری داخلی و ایجاد ظرفیت جذب سرمایه های خارجی توصیه می گردد.

۲- تعریف پروژه های سرمایه بر جهت جذب درآمدهای نفتی و ایجاد زمینه برای بهره مندی از سرمایه گذاری مستقیم خارجی به عنوان مجرای انتقال فناوری نوین با پیش شرط تقویت چارچوب سیاست گذاری، نهادی و قانونی در این کشورها انجام پذیرد.

۳- پیگیری آزادسازی تجاری برای بهره مندی از سرریزهای تکنولوژی و افزایش سهم کشورها در تولید و مصرف بین المللی حائز اهمیت است.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

- Alizadeh, M., & Golkhandan, A. (2014). International Mobility of Capital and the Feldstein-Horioka Riddle: A Comparative Comparison of Mena and Group of Seven Countries. *Quarterly Journal of Economic Development Research*, 14: 67-98. <https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1054826> [In Persian].
- Ahmad, M. (2013). Capital Mobility and Feldstein Horioka Puzzle in India. *scholarly research journal for interdisciplinary studies*, 4, 1649-1661.
- Bahmani-Oskooee, M., & Chakrabarti, A. (2005). Openness, size, and the saving–investment relationship. *Economic Systems*, 29(3), 283-293.
- Baxter, M., & Crucini, M. J. (1993). Explaining saving--investment correlations. *The American Economic Review*, 416-436.
- Bibi, N., & Jalil, A. (2016). Revisiting Feldstein-Horioka Puzzle. *Pakistan Economic and Social Review*, 54(2), 233-254.
- Bineau, Y. (2014). Regional capital mobility within Bulgaria. *Journal of Global Economics*, 2(2).
- Chen, B., McCoskey, S. K., & Kao, C. (1999). Estimation and inference of a cointegrated regression in panel data: a Monte Carlo study. *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, 19(1-2), 75-114.
- Cyrille, S. M. (2010). Saving-investment correlation and capital mobility in Sub-Saharan African countries: A reappraisal through inward and outward capital flows' correlation. *International Journal of Economics and Finance*, 2(2), 97-106.
- David, A. C., Gonçalves, C. E., Werner, A. M., & Roldos, J. (2020). Reexamining the National Savings-Investment Nexus Across Time and Countries. *IMF Working Papers*, 2020(124).
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied economics*, 38(10), 1091-1110.
- Eaton, J., Kortum, S., & Neiman, B. (2016). Obstfeld and Rogoff' s international macro puzzles: a quantitative assessment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 72, 5-23.

- Ehsani, M.A. & Taheri Bazkhaneh., S. (2017). Testing the Validity of the Feldstein-Horioka Puzzle in Iran (Considering Lucas Critique). *The Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 6 (24): 1-22. doi: 10.22084/aes.2017.12967.2399 [In Persian].
- Falahi, M., Khodaparast Mashhadi, M., Salimifar, M., Haghnejad, A. (2011). Relationship between Economic Growth and Government Size in Selected OPEC Countries: A Multivariate Analysis Using Panel Data Techniques. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 8(2), 79-94. doi: 10.22055/jqe.2011.10601 [In Persian].
- Feldstein, M. (1982). *Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run* (0898-2937). Retrieved from
- Feldstein, M., & Bacchetta, P. (1991). National saving and international investment. *National saving and economic performance*, 201-220.
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1979). *Domestic savings and international capital flows* (0898-2937). Retrieved from
- Ford, N., & Horioka, C. Y. (2017). The 'real' explanation of the PPP puzzle. *Applied Economics Letters*, 24(5), 325-328.
- Fouquau, J., Hurlin, C., & Rabaud, I. (2008). The Feldstein–Horioka puzzle: a panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284-299.
- Giannone, D., & Lenza, M. (2010). *The Feldstein-Horioka Fact*. Paper presented at the NBER International Seminar on Macroeconomics.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*: Pearson Education India.
- Hadian, E. (1999). Investigating the relationship between savings and investment in the Iranian economy using an error correction model. *The Journal of Planning and Budgeting*, 4(9), 69-84. <http://ensani.ir/file/download/article/20101023175053-p0116800450691.pdf> [In Persian].
- Hassan, I. B. (2016). International capital mobility in West Africa: A panel cointegration approach. *Cogent Economics & Finance*, 4(1), 1256023.
- Hoffmann, M. (2004). International capital mobility in the long run and the short run: can we still learn from saving–investment data? *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 113-131.
- Hsiao, C. (2007). Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, 16(1), 1-22.

- Irاندoust, M. (2019). Saving and investment causality: implications for financial integration in transition countries of Eastern Europe. *International Economics and Economic Policy*, 16(2), 397-416.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kao, C., & Chiang, M.-H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*: Emerald Group Publishing Limited.
- Kasuga, H. (2004). Saving–investment correlations in developing countries. *Economics letters*, 83(3), 371-376.
- Kouton, J. (2018). An Asymmetric Analysis of the Relationship between Openness and Inflation in Côte d'Ivoire. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(6), 65.
- Lapp, S. (1996). *The Feldstein-Horioka paradox: A selective survey of the literature*. Retrieved from
- Mastroiannis, A. (2007). Current account dynamics and the Feldstein and Horioka puzzle: The case of Greece. *The European Journal of Comparative Economics*, 4(1), 91-99.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, 37(17), 1979-1990.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). Perspectives on OECD economic integration: implications for US current account adjustment. *Global Economic Integration: Opportunities and Challenges*, 169-208.
- 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(1), 122-126.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Peter, C. B. P., & Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of economic studies*, 57(1), 99-125. doi:10.2307/2297545
- Potrafke, N. (2015). The evidence on globalisation. *The World Economy*, 38(3), 509-552.

- Razak, L. A., & Masih, M. (2017). Revisit Feldstein-Horioka puzzle: evidence from Malaysia (1960-2015).
- Sahoo, M., babu, M. S., & Dash, U. (2016). Current account sustainability in SAARC economies: Evidence from combined cointegration approach. *Theoretical and Applied Economics*, 609(4), 281-298. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/pram/prapa/79014.html>
- Salmani, B., Barghi Oskoe, M., Razzaghi, S., Khodaverdizadeh, S. (2016). The Effect of Savings Rate on Investment in Selected Developed and Developing Countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(3), 45-68. Available at: https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_5435.html?lang=en
- Sinn, S. (1992). Saving-investment correlations and capital mobility: On the evidence from annual data. *The economic journal*, 102(414), 1162-1170.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Tesar, L. L. (1991). Savings, investment and international capital flows. *Journal of international economics*, 31(1-2), 55-78.
- Wong, D. Y. (1990). What do saving-investment relationships tell us about capital mobility? *Journal of International Money and Finance*, 9(1), 60-74.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*: MIT press.
- Yavari, K., Khodabakhsh, M., Najarzadeh, R. (2021). Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(2), 71-84. doi: 10.22055/jqe.2021.27519.1964 [In Persian].
- Younas, J., & Chakraborty, D. (2011). Globalization and the Feldstein-Horioka puzzle. *Applied economics*, 43(16), 2089-2096.