

آزادسازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه یک تحلیل تجربی

سید کهیل طیبی (دانشیار)

محمد واعظ (استادیار)

بیلا ترکی (دانشجوی دکترا)

دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

آزادسازی های اقتصادی در دو دهه ی اخیر همراه با پیشرفت های دانش فنی، پیدایش و توسعه ی فعالیت های ICT و تسهیل در حمل و نقل و ارتباطات باعث افزایش سریع تجارت، گسترش جریان های بین المللی سرمایه و تعمیق یک پارچگی های اقتصادی در فرایند جهانی شدن اقتصاد شده است. در این نوشتار هدف پرداختن به آزادسازی مالی و تحرک بین المللی سرمایه به عنوان یکی از مقوله های مهم این فرایند است - به ویژه در آن گروه از کشورهای در حال توسعه که به طور راهبردی با آن برخورد کرده اند. بدین لحاظ، در چارچوب نظریه ی فلدشتاین-هوریوکا تحرک بین المللی سرمایه در ۱۶ کشور منتخب در حال توسعه، شامل ایران و کشورهای دارای بازارهای نوظهور مورد آزمون قرار می گیرد. در این خصوص، پس از بررسی ایستایی پانلی داده های کشورهای مذکور در دوره ی زمانی ۱۹۹۸-۲۰۰۳، مدل رگرسیونی با استفاده از روش اثرات تصادفی و به کارگیری نرم افزارهای Eviews 5 و Stata (9.2) برآورد شده است. نتایج نشان می دهند با آزادسازی های بیشتر، دسترسی آسان تر به بازارهای مالی بین المللی میسر می شود، و تحرک بین المللی سرمایه در این کشورها افزایش می یابد.

واژگان کلیدی: آزادسازی مالی، تحرک بین المللی سرمایه، نظریه ی فلدشتاین-هوریوکا، اثرات تصادفی.

komail@econ.ui.ac.ir
vaez@palt.ui.ac.ir
torki@cuan.ui.ac.ir

۱. مقدمه

شده است که براساس آن کشورها نباید بازارهای مالی و جریان های سرمایه را قبل از تقویت نهادهای مالی و برقراری نظام های مطلوب نظارتی و مقررات احتیاطی آزاد کنند.^[۱] گرچه بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که کشورها نباید قبل از پایه ریزی مجموعه یی از نهادهای اساسی، جریان های سرمایه ی بین المللی را آزاد کنند.^[۲] عده یی دیگر از اقتصاددانان تأکید کرده اند که آزادسازی جریان های سرمایه موجد انگیزه هایی برای تقویت نهادهای بخش مالی در کشورها است و می تواند در راستای اصلاح نظام مالی قرار بگیرد.^[۳]

از دیدگاه عده ی دیگری از اقتصاددانان وجود بازارهای ناقص و بحران های مالی، کشورها را از منافع کامل یک پارچگی مالی بین المللی محروم می سازد.^[۴] بنابراین با توجه به تجربیات اخیر، جای تعجب نیست که چالش مطابقت تحرک بین المللی سرمایه با ثبات اقتصاد داخلی، به چالش اصلی و موضوع بحث برانگیز اقتصاد بین الملل و سیاست گذاران بدل شده است. با این حال، گسترش فرایند جهانی شدن این ضرورت را ایجاد کرده است که کشورها برای دستیابی به فرصت های موجود در اقتصاد جهانی به دنبال اتخاذ راهبردهای آزادسازی اقتصادی (تجاری و مالی) برای اثربخشی آنها در تأمین منابع سرمایه گذاری و افزایش ظرفیت های اقتصاد داخلی باشند. این مطالعه با تکیه بر نظریه ی تحرک بین المللی سرمایه در قالب الگوی

آزادسازی سریع اقتصادی در بازارهای نوظهور^۱ اواخر دهه ی ۱۹۸۰ و اوایل دهه ی ۱۹۹۰، همراه با پیشرفت های فناوری در حمل و نقل و ارتباطات، باعث افزایش سریع تجارت و تعامل یک پارچگی کشورهای در حال توسعه با سایر کشورها در سال های اخیر شده است. در این خصوص تعداد کشورهای دارای بازارهای نوظهور که در سال ۱۹۸۶ بسیار محدود بودند، در دهه ی ۱۹۹۰ به شدت افزایش یافتند، به طوری که جریان سرمایه های خصوصی بین المللی به سوی این کشورها - از جمله چین، هند، روسیه، اندونزی و برزیل - افزایش چشم گیری داشت.^[۱] همچنین در گزارشی که توسط بانک جهانی در سال ۲۰۰۶ انتشار یافت، خالص جریان های ورودی سرمایه ی خصوصی بلندمدت در جهان از حدود ۴۳ میلیارد دلار آمریکا در سال ۱۹۹۰، به رقمی در حدود ۴۷۲ میلیارد دلار آمریکا در سال ۲۰۰۵ افزایش داشته است. اگرچه در این شرایط آزادسازی ها موجب رونق تحرک بین المللی سرمایه، و نیز تأمین منابع عظیم مالی برای کشورهای جهان شد، در بسیاری از موارد جریان های عظیم ورودی سرمایه که در بعضی زمان ها با توقف و خروج ناگهانی آنها همراه شد، به بحران های مالی نیز انجامید. بحران های مالی اخیر در آسیا و آمریکای لاتین به علت افزایش یک پارچگی مالی و تجاری، به مناطق و کشورهای دیگر نیز سرایت کرد. در این شرایط هزینه های بالای این بحران ها منجر به تکوین دیدگاهی

فلدشتاین-هوریوکا (F-H) به بررسی اثر آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای در حال توسعه (از جمله ایران و کشورهای دارای بازارهای نوظهور) می‌پردازد، و فرضیه‌ی تحرک‌پذیری بین‌المللی سرمایه را از نقطه‌نظرهای مختلف (ارتباط پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری، جذب کمک‌های خارجی، و راهبرد آزادسازی مالی) در قالب داده‌های تابلویی^۲ شانزده کشور در حال توسعه و دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۳ با استفاده از داده‌های تابلویی ایستا و روش اثرات تصادفی می‌آزماید. بدین ترتیب، بخش دوم این نوشتار به یک بحث نظری درخصوص موضوع فوق اختصاص داده شده است. بخش سوم نیز به گسترش چارچوب نظری الگوی مبتنی بر نظریه‌ی فلدشتاین-هوریوکا می‌پردازد. در این بخش ایستایی متغیرهای الگو در قالب آزمون ریشه واحد پانلی بررسی می‌شوند. در بخش چهارم نتایج حاصله به روش اثرات تصادفی تحلیل و بررسی می‌شود و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و جمع‌بندی نهایی ارائه می‌شود.

۲. بحث نظری

یکی از نظریات اصلی اقتصاد کلان بین‌الملل درخصوص شوک‌های بزرگ ناشی از تحرک سرمایه‌ی بین‌المللی، توانایی دولت‌ها برای کنترل هم‌زمان نرخ ارز و تأمین سایر اهداف اقتصادی به‌وسیله‌ی سیاست پولی است. بدین معنی که مقامات پولی به‌طور هم‌زمان نمی‌توانند هر سه هدف آزادی کامل حرکت سرمایه بین مرزها، نرخ ارز ثابت و سیاست مستقل پولی را برای رسیدن به اهداف اقتصاد داخلی تأمین کنند. این نظریه تا زمان انتشار فلمینگ (۱۹۶۲) و ماندل (۱۹۶۰، ۱۹۶۱ و ۱۹۶۳) تحلیل‌های جدید از کاربردهای سیاستی تحرک کامل سرمایه‌ی بین‌المللی، توسعه نیافته بود.^[۹-۷، ۲] این نظریه در ادبیات اقتصادی به معمای سه‌گانگی سیاست اقتصاد کلان، یا قضیه‌ی تثلیث ناهماهنگ^۳ برای اقتصاد باز معروف شده است. این قضیه بیان‌گر آن است که اگر برای کشوری با رژیم نرخ ارز ثابت، هدف اول مهم نباشد، دولت می‌تواند بدون توجه به نرخ‌های بهره در سایر کشورها، سیاست پولی مستقلی را دنبال کند. در صورتی که دولت از هدف دوم دست بردارد و از رژیم نرخ ارز شناور پیروی کند، حداقل تا زمانی که قیمت‌های داخلی تغییر نکند، می‌تواند به‌طور هم‌زمان به اهداف اول و سوم دست یابد. به عبارت دیگر، در این صورت امکان تجمع تحرک بین‌المللی سرمایه و سیاست مستقل پولی وجود دارد. اما اگر دولت، سیاست نرخ ارز ثابت همراه با حرکت آزادانه‌ی سرمایه را دنبال کند، دیگر نخواهد توانست به‌وسیله‌ی سیاست پولی به اهداف داخلی اقتصاد دست پیدا کند. علت این است که دخالت دولت به‌منظور حمایت از برابری ارز، مستلزم حرکت سرمایه به صورتی است که بتواند هرگونه سیاست پولی تهدیدکننده‌ی نرخ بهره‌ی داخلی را خنثی کند.^{[۱۱]۹۰}

از سوی دیگر، اداره‌ی جریان‌های بزرگ و متنوع سرمایه و روشی که کشورها برای اداره‌ی بهتر این جریان‌ها انتخاب می‌کنند، همواره یک کار مهم و رقابت‌پذیر در بین کشورها بوده است، به طوری که به دنبال اقدامات اولیه‌ی آزادسازی تجارت هر کشور به روش خاص خود روند آزادسازی حساب‌های سرمایه و بازارهای مالی را شروع کرد. تا همین اواخر، حجم عمده‌ی جریان ورودی سرمایه به کشورهای دیگر به صورت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وام‌های مرتبط با پروژه‌ها بوده است، اما اخیراً به صورت سرمایه‌گذاری در سهام و اوراق بهادار گسترش یافته است. افزایش جریان سرمایه، شاهد افزایش فشارهای زیاد بر نرخ ارز، جذب داخلی، سیاست‌های سرمایه‌گذاری و ظرفیت بازارهای داخلی سرمایه هستیم. لازمه‌ی گسترش اخیر

سرمایه‌گذاری در سهام و اوراق بهادار، تحرک سرمایه و ادغام هرچه بیشتر کشورها در بازارهای جهانی سرمایه و ارتقاء نظام نظارت بر بازارهای بین‌المللی است که برخی از آن به عنوان قواعد بازار یاد می‌کنند.^[۱۲] براساس نظریه‌ی جریان^۴ (دراواخ دهه‌ی ۱۹۵۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰)، افزایش نرخ‌های بهره‌ی خارجی به افزایش خروج سرمایه از کشور منجر می‌شود و تا زمانی که نرخ‌های بهره‌ی خارجی در مقایسه با نرخ‌های بهره‌ی داخلی روند رو به رشد دارد، خروج فزاینده‌ی سرمایه از کشور وجود دارد. اما زمانی که نرخ‌های بهره‌ی داخلی در مقایسه با نرخ‌های بهره‌ی خارجی بالا باشد شاهد ورود فزاینده‌ی سرمایه خواهیم بود. این نظریه از طریق بحث حساب جاری توسعه یافت،^[۱۳] به طوری که:

$$T = T(\bar{Y}, \frac{e}{P}) \quad (1)$$

که در آن T تراز حساب جاری، Y ستاده، e نرخ ارز و P سطح قیمت است. اگرچه ستاده بر تراز تجاری اثر منفی دارد، اما رقابت‌پذیری می‌تواند به بهبود آن منجر شود. از سوی دیگر، جریان ورود و خروج سرمایه نیز به شکل فرمول ۲ ثبت شد:

$$F = F(i^+ \text{ یا } i^-) \quad (2)$$

که در آن F خالص ورودی سرمایه و i نرخ بهره است. بنابراین معادله‌ی تراز پرداخت‌ها (ΔR) به روش کینز چنین قابل تعریف است:

$$\Delta R = PT + F \quad (3)$$

طبق تحلیل کینز از معادله‌ی تراز پرداخت‌ها، با فرض دانستن قیمت و نرخ بهره، در صورت افزایش ستاده و افزایش درآمد و واردات تراز پرداخت‌ها تمایل به کسری پیدا می‌کند. همچنین با مفروض دانستن Y و i زمانی که قیمت افزایش می‌یابد، تراز پرداخت‌ها تمایل به کسری پیدا می‌کنند، زیرا افزایش قیمت رقابت‌پذیری را تضعیف و در نتیجه تراز تجاری را بدتر می‌کند. به هر حال، تراز پرداخت‌ها موقعی که نرخ‌های بهره افزایش می‌یابد در Y و P مفروض بهبود می‌یابد، زیرا افزایش نرخ‌های بهره داخلی منجر به جذب سرمایه‌ی خارجی می‌شود. علاوه بر این به باور محققین، نرخ بهره‌ی تراز پرداخت‌ها نیز تصحیح می‌شود^[۸] زیرا هنگامی که ذخایر بالا یا پایین سطح مطلوب‌اند، تغییرات نرخ بهره و بنابراین سرمایه از خارج جذب می‌شود یا به خارج حرکت می‌کند.

فلدشتاین و هوریوکا به این فرضیه اشاره کرده‌اند که نرخ‌های بهره‌ی واقعی همه‌ی کشورها تحت فرض تحرک‌پذیری کامل سرمایه یکسان می‌شوند.^[۱۴] براین اساس، اعمال تغییرات برون‌زا در نرخ‌های پس‌انداز ملی هیچ تأثیری بر نرخ‌های سرمایه‌گذاری ندارد. آن‌ها نسبت‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را به صورت معادله‌ی ۴ با هم مرتبط می‌کنند:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)j = \alpha + \beta\left(\frac{S}{Y}\right)j \quad (4)$$

که در آن i (نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص به تولید ناخالص داخلی کشور j) و s (نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی آن کشور) است. به نظر فلدشتاین و هوریوکا این رابطه به عنوان مدل تحرک سرمایه‌ی بین‌المللی^۵ شناخته می‌شود. علامت مثبت β نشان از رابطه‌ی مستقیم بین نرخ پس‌انداز و نرخ سرمایه‌گذاری در اقتصاد داخلی دارد، به طوری که مقدار بزرگ‌تر این ضریب نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری بیشتری از منابع داخلی خواهد بود که از شدت تحرک بین‌المللی سرمایه می‌کاهد. چنانچه تحرک‌پذیری کامل سرمایه در سطح بین‌المللی

می‌سازد. بدین ترتیب، رابطه‌ی ۵ برای آزمون فرضیه‌ی فلدشتاین-هوریوکا مبنی بر تأثیرات آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه قابل تعریف است:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = f\left[\left(\frac{S}{Y}\right)_i, \left(\frac{A}{Y}\right)_i, T\left(\frac{S}{Y}\right), emerging\right] \quad (5)$$

که در آن I ، Y و S به ترتیب نشان دهنده‌ی سرمایه‌گذاری کل، تولید ناخالص داخلی و پس‌انداز کل در یک کشور (i) است. A متغیر کمک‌های خارجی است و معیاری از کمک‌های مؤثر توسعه^۸ است؛ T یک متغیر مجازی است که ارزش آن برای دوره‌ی ۱۹۸۰-۱۹۸۴ معادل صفر، و برای دوره‌ی ۱۹۸۴-۲۰۰۳ معادل ۱ است. انتخاب دوره‌ی ۱۹۸۰-۱۹۸۴ به دلیل وجود بحث کمک‌های رسمی خارجی در دوره‌ی ۱۹۷۵-۱۹۸۴ است و پس از این دوره نقل و انتقالات سرمایه بیشتر به صورت جریان‌های خصوصی بوده است.^{۱۸} متغیر *emerging* نیز بیان‌گر متغیر مجازی کشورهای دارای بازارهای نوظهور است.^۹ چون آزادسازی مالی در کشورهای نوظهور از دهه‌ی ۹۰ شدت یافته است، ارزش این متغیر برای دوره‌های ۱۹۸۰-۱۹۹۰ معادل صفر، و برای دوره‌ی ۱۹۹۱-۲۰۰۳ معادل ۱ است؛ v نیز جمله‌ی خطا است. منظور از اضافه‌کردن جمله‌ی $T * \left(\frac{S}{Y}\right)$ بررسی این مسئله است که آیا پارامتر شیب در طول زمان تغییر می‌کند. اگر تغییری وجود داشته باشد، چنین بیان می‌شود که به دنبال آزادسازی مالی تغییری در تحرک سرمایه صورت گرفته است (همان منبع). رگرسیون متناظر برای تحلیل داده‌های تابلویی مطابق رابطه‌ی ۶ است:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha + \mu_i + \delta_1 \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \delta_2 \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} + \delta_3 T \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \delta_4 emerging + v_{it} \quad (6)$$

به طوری که زیرنویس i و t به ترتیب بر کشور و دوره‌ی زمانی t دلالت دارد. α عرض از مبدأ و μ_i اثرات انفرادی کشورها مشتمل بر ساختار اقتصادی و سایر شرایط ثابت آن‌ها است. پارامتر δ_1 نیز ارتباط بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را برای کل دوره اندازه می‌گیرد؛ این در حالی است که پارامتر δ_2 بر متفاوت بودن شیب‌ها بین دو دوره مختلف قبل و بعد از آزادسازی مالی دلالت می‌کند. در نتیجه δ_1 ، معیار کلی مدل ارائه‌شده از تحرک سرمایه و δ_2 شاخص افزایش تحرک سرمایه در طول زمان است. اگر آزادسازی مالی به افزایش تحرک سرمایه بینجامد انتظار می‌رود ارزش δ_2 منفی باشد. از سوی دیگر، یک پارامتر شیب مثبت تحرک سرمایه‌ی کم‌تری پیشنهاد می‌کند، در حالی که یک δ_2 که به لحاظ آماری معنی‌دار نباشد، بر عدم تأثیر تحرک سرمایه دلالت دارد. مدل مورد نظر با استفاده از نرم‌افزار Stata(9.2) و با روش داده‌های تابلویی برای ۱۶ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۳ برآورد شده است. این داده‌ها از طریق IFS-CD ROM₁ ۲۰۰۷ به دست آمده است.

۱.۳. آزمون‌های ریشه واحد پانلی؛ کاربردی برای ایستایی متغیرهای

مدل

استفاده‌ی فزاینده از داده‌های کشوری در طول زمان برای الگوهای قدرت برابری خرید (PPP)، جریان‌های تجاری، همگرایی رشد و سرریزهای R&D باعث شده است تا علاوه بر مشاهدات مقطعی از مشاهدات فراوان‌تر در زمان طولانی‌تر استفاده شود. برخلاف آنچه که در داده‌های تابلویی اقتصاد خرد، بیشتر بر داده‌های مقطعی گسترده‌تر و مشاهدات زمانی کم‌تر تکیه می‌شود. در این خصوص، در به‌کارگیری داده‌های پانلی کلان باید نگران ریشه واحد، ایستایی متغیرها و رگرسیون بود.^{۱۹} بدین ترتیب، آزمون‌های ریشه واحد پانلی،^{۲۰} بر این اساس که محدودیتی روی فرایند

ایجاد شود، نسبت‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری از یکدیگر مستقل خواهند شد و $\beta = 0$ است، به طوری که منابع سرمایه‌گذاری از طریق منابع بین‌المللی تأمین می‌شود.

۳. ارائه مدل

در سه دهه‌ی گذشته تعداد زیادی از کشورهای در حال توسعه بازارهای مالی‌شان را آزادسازی کرده‌اند و علاوه بر این، حساب‌های سرمایه‌شان را باز کرده‌اند. نتیجتاً انتظار می‌رود که دسترسی این کشورها به بازارهای مالی بین‌المللی بهبود یابد. در این راستا، منافع بالقوه زیادی از افزایش تحرک بین‌المللی سرمایه قابل تصور است. برای مثال، تحرک بین‌المللی سرمایه برای اختصاص منابع جهانی به کار می‌رود زیرا به هموارکردن مصرف و کاهش ریسک کمک می‌کند. همچنین تحرک بین‌المللی سرمایه به افزایش سرمایه‌گذاری و بنابراین به رشد اقتصادی کمک می‌کند. از لحاظ نظری، جریان‌های سرمایه موجب افزایش نوآوری مالی شده و پس‌اندازهای جهانی را به بهره‌ورترین سرمایه‌گذاری‌ها اختصاص می‌دهد. در ادبیات موضوع دو روش اصلی برای بررسی وجود یا عدم وجود تحرک بین‌المللی سرمایه به کار برده شده است. ابتدا نقش نرخ‌های بازده سرمایه در کشورهای مختلف به گونه‌ی ارزیابی می‌شود که بهره در تحلیل جریان‌های سرمایه به کار می‌رود. دوم تحلیل نرخ‌های پس‌انداز در مقایسه با نرخ‌های سرمایه‌گذاری یک معیار کمی برای تحرک سرمایه و تبیین آزادسازی مالی است. بر این اساس، و نیز مطابق مطالعه‌ی فلدشتاین و هوریوکا انجام دادند، معیارهای مقداری را برای توسعه‌ی تحرک سرمایه بین محدودده‌ی وسیعی از کشورها به کار بردند. آن‌ها بیان می‌کنند که درجه‌ی ارتباط بین این دو سری زمانی، شاخصی از موانع نقل و انتقالات سرمایه است، در حالی که اگر در کشوری تحرک سرمایه وجود داشته باشد نیازی به ارتباط بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نیست.

در این نوشتار به آزمون فرضیه‌ی پرداخته می‌شود که در آن آزادسازی مالی منجر به افزایش تحرک بین‌المللی سرمایه می‌شود، به طوری که اساس نظری الگوی مورد مطالعه، نظریه‌ی فلدشتاین و هوریوکا (F-H) است. برای آزمون این فرضیه، از مجموعه داده‌های اقتصادی ۱۶ کشور منتخب در حال توسعه^۶ (از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳) استفاده می‌شود. نیمی از این کشورها دارای بازارهای نوظهور^۷ هستند که آزادسازی و جریان‌های بین‌المللی سرمایه در آن‌ها شدت گرفته است. متغیرهای محوری مورد استفاده در تخمین را متغیرهای کلان پس‌انداز ناخالص و سرمایه‌گذاری در این کشورها تشکیل می‌دهد. تفاوتی که الگوی این نوشتار را از برخی مطالعات در ادبیات مربوطه متمایز می‌سازد وجود متغیر کمک‌های خارجی رسمی در مدل رگرسیون (F-H) است. در واقع، یکی از منابع تأمین مالی در کشورهای در حال توسعه، جذب کمک‌های خارجی است که منجر به گسترش جریان سرمایه می‌شود. محققین نشان می‌دهند که کمک‌های خارجی بر سرمایه‌گذاری کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت داشته است.^{۱۵} حال آن که از استقراض دولتی برای تأمین منابع مالی می‌کاهد. علاوه بر این، اثر کمک خارجی باید موقعی که ارتباط پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بررسی می‌شود، در معادله‌ی فلدشتاین-هوریوکا لحاظ شود.^{۱۶} زیرا سرمایه‌گذاری در بسیاری از کشورها نه تنها به پس‌انداز داخلی، بلکه به مقدار کمک خارجی نیز وابسته است. بنابراین نادیده گرفتن کمک خارجی، تابع سرمایه‌گذاری را اشتباه می‌کند. همچنین از یک متغیر مجازی (*emerging*) در مدل F-H استفاده می‌شود، زیرا جریان‌های عظیم سرمایه‌ی خارجی توسط کشورهای دارای بازارهای نوظهور، وجود این متغیر را که بیان‌گر تأثیر آزادسازی مالی بر منابع سرمایه‌گذاری کشورها است، در مدل ضروری

اتورگرسیو داده‌های سری زمانی یا مقطعی وجود داشته باشد یا نه، طبقه‌بندی می‌شوند. فرایند اتورگرسیو مرحله اول برای داده‌های تابلویی به صورت رابطه‌ی ۷ در نظر گرفته می‌شود.

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

در حالی که $i = 1, 2, \dots, N$ واحدهای مقطعی و $t = 1, 2, 3, \dots, T$ نشان‌گر دوره‌ی زمانی است، X_{it} متغیرهای برون‌زای مدل را ارائه می‌کند و شامل اثرات ثابت یا روندها نیز هست. ρ_i ضرایب اتورگرسیو است و خطای ϵ_{it} هم خطای معادله را نشان می‌دهد. اگر $|\rho_i| < 1$ باشد، گفته می‌شود که y_i ایستا است. از سوی دیگر، اگر $|\rho_i| = 1$ باشد، شامل یک ریشه واحد است. به منظور آزمون ریشه واحد پانلی، از روش‌های لوین، لین و چو^{۱۱} (LLC)، بریتونگ و هادری^{۱۲}، ایم، پسران و شین^{۱۳} (IPS) و ADF- فیشر و فیلیس-پرون-فیشر (FPF) استفاده می‌شود.^[۲۰-۲۵] بنابراین پیش از برآورد مدل F-H ارائه شده در معادله‌ی ۶، لازم است ایستایی متغیرهای مورد استفاده در تخمین داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد به دو روش LLC و هادری در جدول ۱ گزارش شده است. بر اساس این نتایج، فرضیه‌ی صفر مبتنی بر ریشه واحد متغیرها یا نایستایی آن‌ها در سطح ۵٪ اهمیت رد می‌شود.

۴. تحلیل نتایج

نتایج آماری گزارش شده در جدول‌های ۱ تا ۳ در پیوست ۲ فرایند انتخاب الگوی نهایی F-H را برای آزمون اثرات آزادسازی مالی و سایر تعیین‌کننده‌ها بر تحرک سرمایه در کشورهای منتخب و دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۳ نشان می‌دهد. آماره‌ی F لیمر $[F_{Leamer}(10, 364) = 13, 99, P_r(0, 000)]$ در جدول ۱ نشان از سازگاری روش داده‌های تابلویی نسبت به OLS (Pooled) دارد، که حکایت از ناهمگنی و بافت متفاوت کشورهای مورد مطالعه دارد. آماره‌ی هاسمن گزارش شده در همین جدول فرضیه‌ی سازگاری بین دو روش اثرات ثابت علیه اثرات تصادفی را در رهیافت داده‌های تابلویی می‌آزماید. طی این آزمون هرگونه ناسازگاری بین دو روش رد شده و نهایتاً روش اثرات تصادفی مناسب تشخیص داده می‌شود. به منظور رفع هرگونه ناهمسانی در نتایج اثرات تصادفی، در جریان تخمین از گزینه‌ی Robust در نرم‌افزار Stata استفاده می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ، به روش پاکان، سازگاری نتایج اثرات تصادفی را در جدول ۲ پیوست ۲ تأیید می‌کند. نمودار ۱ پیوست ۲ نیز چگونگی برآزش مدل رگرسیونی مبتنی بر روند متغیر $\frac{1}{T}$ را برای هر ۱۶ کشور تحت مطالعه ترسیم می‌کند. بر اساس اطلاعات مندرج در جدول ۲ و مطابق انتظار، رابطه‌ی S/Y با متغیر درون‌زای I/Y مثبت است. با توجه به نظریه‌های اقتصادی، افزایش نرخ پس‌انداز داخلی به افزایش سرمایه‌گذاری داخلی می‌انجامد. طبق نظریه‌ی وانگ، در

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد جمعی برای متغیرهای مدل.

نام متغیر	آزمون LLC		آزمون هادری	
	مقدار آماره	احتمال پذیرش صفر (prob)	مقدار آماره	احتمال پذیرش صفر (prob)
I/Y	-۱,۹۸	۰,۰۲۳	۷,۰۱	۰,۰۰۰
S/Y	-۳,۴۶	۰,۰۰۰	۵,۴۷	۰,۰۰۰
A/Y	-۵,۳۸	۰,۰۰۰	۱۰,۳۱	۰,۰۰۰
T*S/Y	-۱۴,۹	۰,۰۰۰	۷,۵۷	۰,۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۲. نتایج مدل برآوردی اثرات تصادفی مدل F-H در قالب تصریح Robust.

ضرایب	متغیرهای توضیحی
$\frac{S}{Y}$	۰,۲۷۲ (۲,۲۵)*
$T * (\frac{S}{Y})$	-۰,۰۶۱ (-۳,۷۴)**
$\frac{A}{Y}$	۰,۵۳۷ (۲,۶۹)**
Emerging	۰,۰۲۶ (۲,۷۱)**
Constant	۰,۱۹۵ (۶,۲۲)**
تعداد مشاهدات	۳۸۴
آزمون والد	$\chi^2(5) = 1884, 84 [P_r = 0, 000]$
آزمون هاسمن	$H = \chi^2(4) = 399, 31 [P_r = 0, 000]$
آزمون ضریب لاگرانژ به روش پاکان	$LM = \chi^2(1) = 249 [P_r = 0, 000]$

منبع: جدول ۲ از پیوست ۲.

نتایج: به وسیله‌ی کاربرد نرم‌افزار Stata9.2 استخراج شده است.

الف) متغیر وابسته IY است؛

ب) آماره‌ی Z در پرانتز ارائه شده است * و ** بر معنی داری ضرایب به ترتیب اهمیت ۵٪ و ۱٪ دلالت دارد.

ج) آزمون Wald مبتنی بر صحت تصریح مدل به روش اثرات تصادفی داده‌های تابلویی است.

د) آزمون هاسمن اثرات ثابت را رد می‌کند و به همین دلیل نتایج Panel بر اساس اثرات تصادفی انجام شده است. بر اساس فرایند آزمون هاسمن، بردار ضرایب سازگار (b) که از آزمون اثرات ثابت حاصل شده است در مقابل یک بردار ناسازگار (B) حاصل شده به وسیله‌ی اثرات تصادفی آزمون می‌شود. بنابراین بر اساس فرایند آزمون هاسمن، فرضیه‌ی H_0 (صحت اثرات ثابت) رد می‌شود و فرضیه‌ی مقابل پذیرش اثرات تصادفی - به کار گرفته می‌شود. در نرم‌افزار Stata(9.2)، آماره‌ی هاسمن به وسیله‌ی $\chi^2(4) = (b - B)'(\sum b_b - \sum B_B)(b - B)$ محاسبه می‌شود، به طوری که $\sum b_b$ به ترتیب واریانس‌های b و B هستند. ه) آزمون ضریب لاگرانژ به روش پاکان انتخاب بین دو روش OLS و اثرات تصادفی را بررسی می‌کند.

یک مدل ساده‌ی کالاهای قابل تجارت اعتقاد بر این است که با فرض تحرک کامل سرمایه هیچ دلیلی برای ارتباط بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری وجود ندارد؛ در حالی که با در نظر گرفتن بخش غیر قابل تجارت این نتیجه معکوس می‌شود.^[۱۶] وانگ می‌گوید اگر هر دو کالای قابل تجارت و غیر قابل تجارت در داخل کشور مصرف شوند، افزایش نرخ پس‌انداز منجر به افزایش ثروت و مصرف در آینده می‌شود. مصرف کالاهای غیر قابل تجارت فقط در صورتی افزایش می‌یابد که تولید آن‌ها هم افزایش یابد. این مسئله بر ضرورت سرمایه‌گذاری، حتی با وجود تحرک سرمایه تأکید می‌کند. در این صورت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری - حتی با وجود تحرک کامل سرمایه - با هم در ارتباط اند. ضریب مثبت نرخ پس‌انداز در معادله‌ی برآوردی نیز حاکی از تأیید نظریه‌ی وانگ است. از سوی دیگر، متغیر $(\frac{S}{Y}) * T$ دارای ضریب منفی معنی‌دار است. با توجه به متغیر مجازی T که قبلاً معرفی شد، منفی بودن این ضریب نمایان‌گر کاهش ارتباط نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری پس از آزادسازی مالی است. علامت منفی این متغیر نشان‌گر این واقعیت است که پس از آزادسازی مالی، وابستگی سرمایه‌گذاری به پس‌اندازهای داخلی کم‌تر شده، و تأمین مالی سرمایه‌گذاری از طریق منابع مالی خارجی در کشورهای دارای بازارهای نوظهور افزایش یافته است. همچنین

چندانی در مورد آن صورت نگرفته، از این رو تحقیق حاضر می‌تواند به منظور پیوستن به جریان آزادسازی مالی، به صورت هدف‌مند راهکارهای جدیدی به سیاست‌گذاران اقتصادی کشورهای در حال توسعه ارائه دهد.

۵. نتیجه‌گیری

در این نوشتار آزمون اثر آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه هدف گرفته شده بود. افزایش دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی به دنبال آزادسازی مالی با یک ضریب شیب کاهش یافته در طول زمان همراه می‌شود. نمونه‌ی به کار برده شده در این نوشتار برای آزمون فرضیه‌ی اثرگذاری آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه در ۱۶ کشور در حال توسعه در طول دوره‌ی ۱۹۸۰-۲۰۰۳ در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی F-H نشان می‌دهد که آزادسازی مالی، دسترسی به بازارهای بین‌المللی را بهبود می‌بخشد. این نتیجه در چارچوب مدل مذکور پایدار است، زیرا تحلیل تجربی این الگو حاکی از ایستایی متغیرهای به‌کار رفته در آن کشورها و در دوره‌ی زمانی تحت مطالعه است. نتایج حاصل از این تحقیق با انتظارات معمول مربوط به تحرک سرمایه سازگار است. مثبت بودن ضرایب متغیرهای کمک‌های خارجی و متغیر مجازی کشورهای دارای بازارهای نوظهور بر این نکته دلالت دارد که با افزایش آزادسازی مالی، دسترسی به منابع وجوه مالی در کشورهای در حال توسعه افزایش یافته است. بنابراین کمک‌های خارجی و آزادسازی مالی نقش مهمی در افزایش نرخ سرمایه‌گذاری داخلی ایفا می‌کنند. همچنین با توسعه‌ی جریان‌های ورودی سرمایه توسط کشورهای دارای بازارهای نوظهور، این کشورها چرخه‌های تولید و سرمایه‌گذاری خود را به حرکت در آورده و وابستگی‌شان به پس‌اندازهای داخلی کم می‌شود. بنابراین راهکار سیاستی مطالعه‌ی حاضر مبتنی بر این واقعیت است که کشورهای در حال توسعه‌ی نظیر ایران می‌توانند با افزایش دریافت کمک‌های خارجی و دریافت سرمایه‌های مالی بین‌المللی خصوصی به جریان‌های ورودی سرمایه‌های بین‌المللی کمک کنند و از این طریق به تقویت زیربناهای تولیدی و سرمایه‌گذاری و توسعه‌ی ظرفیت اقتصادی خود بپردازند.

متغیر A/Y با متغیر وابسته‌ی I/Y ارتباط مثبت دارد، به این معنا که افزایش دریافت وجوه مالی از طریق کمک‌های خارجی، باعث افزایش جریان‌های سرمایه و نیز افزایش نرخ سرمایه‌گذاری در این کشورها می‌شود. متغیر *emerging* نیز که به صورت مجازی در نظر گرفته شده، ضریب مثبت و معنی‌داری دارد که نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت ورود سرمایه‌های خصوصی بر افزایش نرخ سرمایه‌گذاری کشورهای منتخب در حال توسعه است. مقایسه‌ی مطالعه‌ی ایساکسون^[۱۸] با مطالعه‌ی حاضر نشان می‌دهد که هر دو مطالعه در عمل نتایج مشابهی را گزارش کرده‌اند، به طوری که ضریب نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی در مطالعه‌ی ایساکسون برای کشورهای در حال توسعه در دوره‌ی زمانی ۱۹۷۵-۱۹۹۵ نسبت به مطالعه‌ی حاضر اندکی بزرگ‌تر بود. با این حال در مطالعه‌ی حاضر، اندازه‌ی ضرایب متغیرهای $\frac{A}{Y}$ ، $\frac{I}{Y}$ ، T نسبت به آن مطالعه بزرگ‌ترند که نشان‌گر اهمیت بیشتر جریان‌های سرمایه و آزادسازی در کشورهای دارای بازارهای نوظهور است.

یکی از سیاست‌های مهمی که طی دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ در اغلب کشورهای، از جمله کشورهای در حال توسعه و به‌ویژه کشورهای دارای بازارهای نوظهور، در میان برنامه‌های اصلاحات اقتصادی قرار داشته، آزادسازی مالی و رفع کنترل‌های موجود بر تحرک بین‌المللی سرمایه بوده است. بر این اساس هرچه سیاست آزادسازی به‌طور وسیع‌تر در این کشورها به کار گرفته شود نرخ سرمایه‌گذاری و متعاقباً نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در نظر نگرفتن مزایای نقل و انتقال سرمایه میان کشورها باعث درون‌گرایی کشورهای در حال توسعه و در نتیجه عدم پیشرفت اقتصادی مورد قبول برای آن‌ها خواهد بود. پس از دهه‌های آزادسازی مالی تحقیقات فراوانی برای بررسی اثر تحرک بین‌المللی و آزادسازی مالی بر متغیرهای مهم و کلان اقتصادی، از جمله سرمایه‌گذاری و رشد، صورت گرفته است. از سوی دیگر برای تحرک بین‌المللی سرمایه شاخص‌های متفاوتی تعریف شده است که برخی از این شاخص‌ها بر اساس وجود یا عدم وجود موانع بر تحرک بین‌المللی سرمایه تعیین می‌شود، و برخی دیگر شاخص‌های مقداری‌اند.

یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری تحرک سرمایه، شاخص بررسی ارتباط نرخ سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در کشورهاست که چنان که پیش‌تر گفته شد اولین بار توسط فلدشتاین و هوریوکا مطرح شد. علی‌رغم اهمیت این نظریه، مطالعات تجربی

پانویس

1. emerging markets
2. panel data
3. inconsistent trinity proposition (the macroeconomic policy trilema)
4. flow theory
5. international capital mobility theorem
6. کشورهای منتخب عبارت‌اند از: بحرین، بنگلادش، برزیل، هنگ‌کنگ، هند، اندونزی، ایران، اردن، کره جنوبی، کویت، مالزی، پاکستان، سنگاپور، سری‌لانکا، مکزیک و ونزوئلا.
7. برزیل، هنگ‌کنگ، هند، اندونزی، کره جنوبی، مالزی، سنگاپور و مکزیک به دلیل کسب جهش‌های اقتصادی ناشی از اتخاذ راهبردهای آزادسازی اقتصادی به‌عنوان کشورهای دارای بازارهای نوظهور (*emerging markets*) محسوب می‌شوند.
8. effective - development assistance

۹. $emerging=1$ ، وقتی کشورهای منتخب در دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۳ از بازارهای نوظهور برخوردار شدند در غیراین صورت $emerging=0$ است.

10. panel unit root tests
11. levin, lin & chu (LLC)
12. breitung & hadri
13. im, pesaran & shin

۱۴. در این مقاله برای بررسی آزمون ایستایی متغیرهای مدل از آزمون‌های (LLC) و هادری استفاده می‌شود که در پیوست ۱ به تفصیل شرح داده شده است. برای اطلاعات بیشتر در مورد سایر آزمون‌ها به بالتاجی (۲۰۰۵) مراجعه شود.

منابع

1. Dasgupta, D.; Uzan, M. and Wilson, D. "Capital flows without crisis? reconciling capital mobility and economic

- stability”, Routledge Press, England, (2001).
2. Isard, P. “Globalization and the international financial system”, Cambridge University Press, Australia, (2005).
 3. Eichengreen, B. “Capital flows and crises”, The MIT Press, (2003).
 4. Cundo, J.; Biscarri, J. and Gracia, F. “Changes in the dynamic behavior of emerging market volatility: revisiting the effects of financial liberalization”, *Emerging Markets Review*, **7**, pp. 261-278 (2006).
 5. Rajan, R. and Zingales, L. “Saving capitalism from the capitalists: unleashing the power of financial markets to create wealth and spread opportunity”, New York: Crown Business, (2003).
 6. Stiglitz, J. “Some lessons from the east asian miracle”, *The World Bank Research Observer*, **11**, pp. 151-77 (1996).
 7. Fleming, J.M. “Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates”, *International Monetary Fund Staff Papers*, pp. 369-79 (1962).
 8. Mundel, R.A. “The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates”, *Quarterly Journal of Economics*, **74**, pp. 227-57 (1960).
 9. Mundel, R.A. “The appropriate use of monetary and fiscal International Monetary Fund policy under fixed exchange rate”, *Staff Papers*, March, pp. 70-79 (1962).
 10. Obstfeld, M. and Taylor, M. “Globalization and capital markets”, NBER paper Series, (2002).
 11. Obstfeld, M.; Shambaugh, C. and Taylor, M. “The trilemma in history: tradeoffs among exchange rates monetary policies and capital mobility”, NBER Paper Series, (2004).
 12. Makin, A.J. “Global finance and the macroeconomy” Palgrave Macmillan, New York, (2003).
 13. Mead, J.E. “The theory of international economic policy”, **1** The Balance of Payments, NameOxford University Press, (1951).
 14. Horioka, C. and Feldstein, M. “Domestic saving and international capital flows”, *the Economic Journal*, **90**(358), pp. 314-329 (1980).
 15. Ouattara, B. “Foreign aid and government fiscal in developing countries: panel data evidence”, *Economic Modelling*, **23**, pp. 506-514 (2006).
 16. Hanson, J. “An open capital account: a brief survey of the issues and the result”, World Bank Policy Research Working Paper 901. The World Bank, Washington, DC, (1992).
 17. Montiel, P.J. “Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates”, *World Bank Economic Review*, **8**, pp. 311-353 (1994).
 18. Isakson, A. “Financial liberalization, foreign aid, and capital mobility: evidence from 90 developing countries”, *Journal of International Financial Markets*, **11**, pp. 309-338 (2001).
 19. Phillips, P.C.B. and Moon, H. “Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments”, *Economic Review*, **19**, pp. 263-286 (2000).
 20. Levin, A.; Lin, C.F. and Chu, C. “Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties,” *Journal of Econometrics*, **108**, pp. 1-24 (2002).
 21. Breitung, J. “The local power of some unit root tests for panel data”, in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, **15**: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam: JAI Press, pp. 161-178 (2000).
 22. Hadri, K. “Testing for stationarity in heterogeneous panel data”, *Econometric Journal*, **3**, pp. 148-161 (2000).
 23. Im, K.S.; Pesaran, M.H. and Shin, Y. “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, **115**, pp. 53-74 (2003).
 24. Fisher, R.A. *Statistical Methods for Research Workers*, 4th Edition, Edinburgh: Oliver & Boyd, (1932).
 25. Phillips, P.C.B. and Perron, P. “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, **75**, pp. 335-346 (1988).
 26. Wong, D.Y. “What do saving - investment relationships tell us about capital mobility?” *Journal of International Money and Finance*, **9**, pp. 60-74 (1990).
 27. Baltagi, B.H. “Econometric analysis of panel data”, Third Edition, England: John Wiley & Sons Ltd, (2005).

پیوست ۱

آزمون‌های با فرایند ریشه واحد معمول

در تمامی آزمون‌های لوین، لین و چو (LLC) و بریتونگ و هادری، فرض بر آن است که یک فرایند دارای ریشه واحد یکسان است به طوری که تمامی ρ_i ها برای داده‌های مقطعی یکسان‌اند.^[۲۷] فرضیه‌ی صفر در دو آزمون اولی ریشه واحد است، در حالی که فرضیه‌ی صفر در آزمون هادری عدم وجود ریشه واحد است. آزمون‌های LLC و بریتونگ نیز تصریح ADF پایه را به صورت رابطه‌ی ۱ (پیوست ۱) به کار می‌برند:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + x'_{it} \delta + \epsilon_{it} \quad (\text{پ ۱-۱})$$

در حالی که فرض می‌شود در $\alpha = \rho - 1$ ، ρ_i رتبه‌های تأخیری در نظر گرفته می‌شود که بین سری‌های مقطعی تفاوت می‌کند. فرضیه‌ی صفر و فرضیه‌ی مقابل به صورت رابطه‌ی ۲ (پیوست ۱) نوشته می‌شود:

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : \alpha < -1 \quad (\text{پ ۲-۱})$$

تحت فرضیه‌ی صفر، یک ریشه واحد وجود دارد، در حالی که تحت فرضیه‌ی دیگر هیچ ریشه واحدی وجود ندارد.

آزمون لوین، لین و چو (LLC)

روش توصیف شده در LLC، تخمین‌های α را از پروکسی‌های استخراج شده برای y_{it} و Δy_{it} به دست می‌آورد. پروکسی‌های y_{it} و Δy_{it} استاندارد و عاری از اجزای قطعی و خودهمبسته‌اند. در این روش، رگرسیون‌های Δy_{it} و y_{it} روی جملات تأخیری y_{it-j} (برای $j = 1, 2, \dots, \rho_i$) و متغیرهای برون‌زای x_{it} تغییر می‌کند. ضرایب تخمین زده شده‌ی این دو رگرسیون به ترتیب عبارت‌اند از: $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ و (β', δ') .^[۲۷] رگرسیون کمکی $\Delta \bar{y}_{it}$ به صورت رابطه‌ی ۳ تعریف می‌شود:

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - x'_{it} \hat{\delta} \quad (\text{پ ۳-۱})$$

علاوه بر این، \bar{y}_{it} به صورت رابطه‌ی ۴ در نظر گرفته می‌شود:

$$\bar{y}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta'_{ij} \Delta y_{it-j} - x'_{it} \delta \quad (\text{پ ۴-۱})$$

سپس $\Delta \bar{y}_{it}$ و \bar{y}_{it-1} با تقسیم رگرسیون بر خطای استاندارد به صورت زیر استاندارد می‌شود:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \left(\frac{\Delta \bar{y}_{it}}{s_i} \right)$$

$$\tilde{y}_{it} = \left[\frac{\bar{y}_{it-1}}{s_i} \right] \quad (\text{پ ۵-۱})$$

در حالی که s_i خطای استاندارد حاصل از تخمین هر ADF در معادله‌ی ۱ است. آزمون‌های LLC نشان می‌دهند که تحت فرضیه‌ی صفر، آماره‌ی t تعدیل شده‌ی $\hat{\alpha}$ به طور مجانبی دارای توزیع نرمال است.

$$t_{\alpha^*} = \frac{t_{\alpha} - (NT) S_N \hat{\delta}^{-1} s_e(\hat{\alpha}) \mu_{mT}^*}{\sigma_{mT}^*} \quad (\text{پ ۶-۱})$$

که در آن t_{α} آماره‌ی t استاندارد برای $\hat{\alpha} = 0$ ، $\hat{\delta}^{-1}$ واریانس تخمین زده شده‌ی جمله‌ی خطای η ، و $s_e(\hat{\alpha})$ خطای استاندارد $\hat{\alpha}$ هستند.

آزمون هادری

آزمون ریشه واحد پانلی هادری، براساس پسماندهای حاصل از رگرسیون‌های مجزای OLS و y_{it} است که روی مقدار ثابت یا روی مقدار ثابت و روند پس‌روی شده است.^[۲۷] مثلاً اگر هر دو مقدار ثابت و متغیر در نظر گرفته شود، تخمین زیر استخراج می‌شود:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \epsilon_{it} \quad (\text{پ ۷-۱})$$

با در نظر گرفتن پسماندهای $\hat{\epsilon}$ حاصل از رگرسیون‌های مجزا، آماره‌ی LM به شکل رابطه‌ی ۸ است:

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)' / T' \right) / \bar{f}_0 \right) \quad (\text{پ ۸-۱})$$

در حالی که S_i مجموع تجمعی پسماندهاست، و \bar{f}_0 متوسط تخمین‌زنده‌های مجزا در طیف باقی‌مانده‌ها در فراوانی صفر است:

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\epsilon}_{it} \quad (\text{پ ۹-۱})$$

$$\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^N \frac{f_{i0}}{N} \quad (\text{پ ۱۰-۱})$$

نرم‌افزار 5 Eviews چندین روش برای تخمین f_{i0} فراهم می‌کند. شکل دیگری از آماره‌ی LM، ناهمسانی بین آن‌ها را در نظر می‌گیرد:

$$LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)' / T' \right) / f_{i0} \right) \quad (\text{پ ۱۱-۱})$$

هادری نشان می‌دهد که تحت یک سری فروض:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\xi} \rightarrow N(0, 1) \quad (\text{پ ۱۲-۱})$$

در حالی که $\xi = \frac{1}{\tau}$ و $\zeta = \frac{1}{\tau_0}$ هستند، اگر مدل فقط شامل مقادیر ثابت باشد η_I برای همه‌ی آن‌ها صفر است و در غیر این صورت $\xi = \frac{1}{\tau_0}$ و $\zeta = \frac{1}{\tau_0 + \tau}$. آزمون ریشه‌واحد پانلی هادری فقط به تصریح شکل رگرسیون‌های OLS نیاز دارد که شامل جملات ثابت یا شامل هر دو جملات ثابت و متغیر باشند. نرم‌افزار 5 Eviews دو مقدار آماره‌ی Z را گزارش می‌کند، یکی بر اساس LM_1 که با فرض همسانی همراه است و دیگری LM_2 که با فرض ناهمسانی سازگار است.

جدول ۱. فرایند آزمون هاسمن در تشخیص اثرات تصادفی (اثرات ثابت) داده‌های تابلویی.

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	۳۸۴	
Group variable (i): id		Number of groups	=	۱۶	
R-sq: within = ۰٫۱۳۰۶		Obs per group: min	=	۲۴	
between = ۰٫۱۶۹۵		avg	=	۲۴٫۰	
overall = ۰٫۱۲۸۶		max	=	۲۴	
corr(u _i , Xb) = ۰٫۱۰۵۶		F(۴,۳۶۴)	=	۱۳٫۶۷	
		Prob > F	=	۰٫۰۰۰۰	

iy	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[%.۹۵ Conf. Interval]
sy	٫۱۶۸۸۴۵۶	٫۰۴۰۸۱۲۱	۴٫۱۴	۰٫۰۰۰	٫۰۸۸۵۸۸۶ ٫۲۴۹۱۰۲۷
ay	٫۴۸۹۴۴۵۷	٫۱۳۲۹۲۵۴	۳٫۶۸	۰٫۰۰۰	٫۲۲۸۰۴۷۶ ٫۷۵۰۸۴۳۷
tsy	-٫۱۵۷۱۵۰۸	٫۰۲۶۸۴۱	-۵٫۸۵	۰٫۰۰۰	-٫۲۰۹۹۳۳۸ -٫۱۰۴۳۶۷۹
emerging	٫۰۱۶۴۴۱۴	٫۰۰۸۷۱۳	۱٫۸۹	۰٫۰۶۰	-٫۰۰۰۶۹۲۷ ٫۰۳۳۵۷۵۵
_cons	٫۲۲۳۹۴۰۸	٫۰۱۰۱۱۷۳	۲۲٫۱۳	۰٫۰۰۰	٫۲۰۴۰۴۵ ٫۲۴۳۸۳۶۶

sigma_u	٫۰۵۱۱۱۳۴۴				
sigma_e	٫۰۵۲۹۹۴۵۱				
rho	٫۴۸۱۹۳۷۴۹ (fraction of variance due to u _i)				

F test that all u _i = ۰:		F(۱۵, ۳۶۴) = ۱۳٫۹۹		Prob > F = ۰٫۰۰۰۰	
Random-effects GLS regression		Number of obs	=	۳۸۴	
Group variable (i): id		Number of groups	=	۱۶	
R-sq: within = ۰٫۱۱۴۷		Obs per group: min	=	۲۴	
between = ۰٫۷۲۵۲		avg	=	۲۴٫۰	
overall = ۰٫۲۵۶۴		max	=	۲۴	
Random effects u _i ~ Gaussian		Wald chi2(۴)	=	۶۹٫۸۴	
corr(u _i , X) = ۰ (assumed)		Prob > chi2	=	۰٫۰۰۰۰	

iy	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[%.۹۵ Conf. Interval]
sy	٫۲۷۲۰۲۶۸	٫۰۳۷۹۱۲۸	۷٫۱۸	۰٫۰۰۰	٫۱۹۷۷۱۹۲ ٫۳۴۶۳۳۴۵
ay	٫۵۳۷۰۱۷۸	٫۱۲۱۴۷۶۴	۴٫۴۲	۰٫۰۰۰	٫۲۹۸۹۲۸۵ ٫۷۷۵۱۰۷۲
tsy	-٫۱۶۰۰۳۱۷	٫۰۲۸۲۲۲۲	-۵٫۶۷	۰٫۰۰۰	-٫۲۱۵۳۴۶۱ -٫۱۰۴۷۱۷۳
emerging	٫۰۲۶۲۵۲۳	٫۰۰۸۶۲۶۹	۳٫۰۴	۰٫۰۰۲	٫۰۰۹۳۴۳۸ ٫۰۴۳۱۶۰۸
_cons	٫۱۹۵۶۳۸۱	٫۰۱۰۹۳۳۱	۱۷٫۸۹	۰٫۰۰۰	٫۱۷۴۲۰۹۵ ٫۲۱۷۰۶۶۶

sigma_u	٫۰۱۸۹۸۱۸۹				
sigma_e	٫۰۵۲۹۹۴۵۱				
rho	٫۱۱۳۷۰۸۷۴ (fraction of variance due to u _i)				

. hausman fixed					
---- Coefficients ----					
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))	
	fixed	.	Difference	S.E.	
sy	٫۱۶۸۸۴۵۶	٫۲۷۲۰۲۶۸	-٫۱۰۳۱۸۱۲	٫۰۱۵۱۰۷۹	
ay	٫۴۸۹۴۴۵۷	٫۵۳۷۰۱۷۸	-٫۰۴۷۵۷۲۲	٫۰۵۳۹۶۸۹	
tsy	-٫۱۵۷۱۵۰۸	-٫۱۶۰۰۳۱۷	٫۰۰۲۸۸۰۹	.	
emerging	٫۰۱۶۴۴۱۴	٫۰۲۶۲۵۲۳	-٫۰۰۹۸۱۰۹	٫۰۰۱۲۲۱۵	

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg					
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg					
Test: Ho: difference in coefficients not systematic					
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)					
= ۳۹۹٫۳۱					
Prob>chi2 = ۰٫۰۰۰۰					

جدول ۲. نتایج برآوردی مدل F-H به روش اثرات تصادفی و در قالب تصریح Robust.

Xtreg, Robust		Number of obs = ۳۸۴	
Random-effects GLS regression		Number of groups = ۱۶	
Group variable (i): id		Obs per group: min = ۲۴	
R-sq: within = ۰٫۱۱۴۷		avg = ۲۴٫۰	
between = ۰٫۷۲۵۲		max = ۲۴	
overall = ۰٫۲۵۶۴			
Random effects u _i ~ Gaussian		Wald chi ² (Δ) = ۱۸۸۴٫۸۲	
corr(u _i , X) = ۰ (assumed)		Prob > chi ² = ۰٫۰۰۰۰	

iy	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[.۹۵ Conf. Interval]	
sy	۰٫۲۷۲۰۲۶۸	۰٫۱۰۷۹۸۹۴	۲٫۵۲	۰٫۰۱۲	۰٫۰۶۰۳۷۱۴	۰٫۴۸۳۶۸۲۲
ay	۰٫۵۳۷۰۱۷۸	۰٫۱۹۹۷۵۷۹	۲٫۶۹	۰٫۰۰۷	۰٫۱۴۵۴۹۹۵	۰٫۹۲۸۵۳۶۱
t _{sy}	-۰٫۱۶۰۰۳۱۷	۰٫۰۴۲۸۰۱۴	-۳٫۷۴	۰٫۰۰۰	-۰٫۲۴۳۹۲۰۹	-۰٫۰۷۶۱۴۲۶
emerging	۰٫۲۶۲۵۲۳	۰٫۰۰۹۶۸۵۱	۲٫۷۱	۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۷۲۶۹۷	۰٫۴۵۲۳۴۸
_cons	۰٫۱۹۵۶۳۸۱	۰٫۰۳۱۴۵۲	۶٫۲۲	۰٫۰۰۰	۰٫۱۳۳۹۹۳۲	۰٫۲۵۷۲۸۲۹

sigma_u	۰٫۱۸۹۸۱۸۹					
sigma_e	۰٫۵۲۹۹۴۵۱					
rho	۰٫۱۱۳۷۰۸۷۴	(fraction of variance due to u _i)				

جدول ۳. آزمون ضریب لاگرانژ بروش -پاگان برای اثرات تصادفی.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects:

$$iy[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

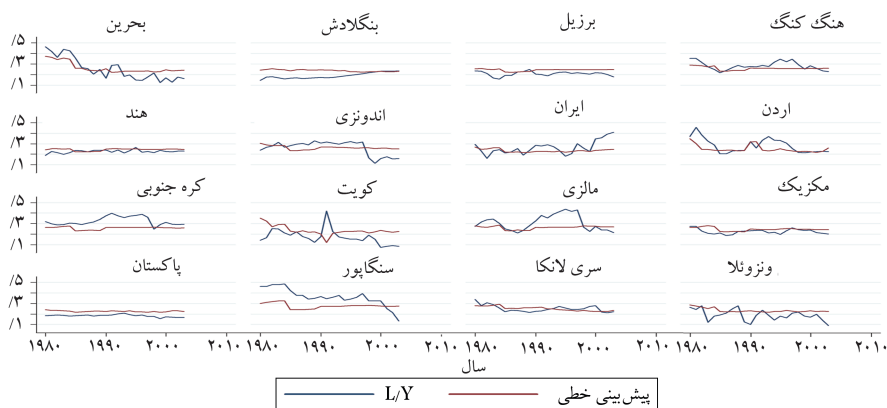
Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
iy	۰٫۰۵۸۴۹۸	۰٫۷۶۴۸۳۸
e	۰٫۰۲۸۰۸۴	۰٫۵۲۹۹۴۵
u	۰٫۰۰۳۶۰۳	۰٫۱۸۹۸۱۹

Test: Var(u) = ۰

chi²(۱) = ۲۴۹٫۴۳

Prob > chi² = ۰٫۰۰۰۰



نمودار ۱. پیوست ۲: برازش مدل F-H مبتنی بر روش اثرات تصادفی.