مجله‌ی علمی و پژوهشی شریف
دی ۱۳۸۷، شماره‌ی چهل و پنجم، ص. ۲۲-۳۳

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

سید کمیل طیبی (دانشیار)
محمد واعظ (استادیار)
لیلا ترکی (دانشجوی دکترا)
دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

آزادسازی‌های اقتصادی در دو دهه‌ی اخیر همراه با پیشرفت‌های دانش فنی، پیدایش و توسعه‌ی فعالیت‌های ICT و تسهیل در حمل‌ونقل و ارتباطات باعث افزایش سریع تجارت، گسترش جریان‌های بین‌المللی سرمایه و تعمیق یک‌پارچگی‌های اقتصادی در فرایند جهانی‌شدن اقتصاد شده است. در این نوشتار هدف پرداختن به آزادسازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه به‌عنوان یکی از مقوله‌های مهم این فرایند است ــ به‌ویژه در آن گروه از کشورهای در حال توسعه که به‌طور راهبردی با آن برخورد کرده‌اند. بدین لحاظ، در چارچوب نظریه‌ی فلدشتاین-هوریوکا تحرک بین‌المللی سرمایه در ۱۶ کشور منتخب در حال توسعه، شامل ایران و کشورهای دارای بازارهای نوظهور مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این خصوص، پس از بررسی ایستایی پانلی داده‌های کشورهای مذکور در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸۰-۲۰۰۳، مدل رگرسیونی با استفاده از روش اثرات تصادفی و به‌کارگیری نرم‌افزارهای Eviews 5 و Stata (9.2) برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهند با آزادسازی‌های بیشتر، دسترسی آسان‌تر به بازارهای مالی بین‌المللی میسر می‌شود، و تحرک بین‌المللی سرمایه در این کشورها افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: آزادسازی مالی، تحرک بین‌المللی سرمایه، نظریه‌ی فلدشتاین-هوریوکا، اثرات تصادفی.

komail@econ.ui.ac.ir
vaez@palt.ui.ac.bir
torki@ccan.ui.ac.ir

۱. مقدمه

آزادسازی سریع اقتصادی در بازارهای نوظهور[1] اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰، همراه با پیشرفت‌های فنّاوری در حمل‌ونقل و ارتباطات، باعث افزایش سریع تجارت و تعامل یک‌پارچگی کشورهای درحال توسعه با سایر کشورها در سال‌های اخیر شده است. در این خصوص تعداد کشورهای دارای بازارهای نوظهور که در سال ۱۹۸۶ بسیار معدود بودند، در دهه‌ی ۱۹۹۰ به‌شدت افزایش یافتند، به‌طوری که جریان سرمایه‌های خصوصی بین‌المللی به سوی این کشورها ــ ازجمله چین، هند، روسیه، اندونزی و برزیل ــ افزایش چشم‌گیری داشت.[1] همچنین در گزارشی که توسط بانک جهانی در سال ۲۰۰۶ انتشار یافت، خالص جریان‌های ورودی سرمایه‌ی خصوصی بلندمدت در جهان از حدود ۴۳ میلیارد دلار آمریکا در سال ۱۹۹۰، به رقمی درحدود ۴۷۲ میلیارد دلار آمریکا در سال ۲۰۰۵ افزایش داشته است. اگرچه در این شرایط آزادسازی‌ها موجب رونق تحرک بین‌المللی سرمایه، و نیز تأمین منابع عظیم مالی برای کشورهای جهان شد، در بسیاری از موارد جریان‌های عظیم ورودی سرمایه که در بعضی زمان‌ها با توقف و خروج ناگهانی آن‌ها همراه شد، به بحران‌های مالی نیز انجامید. بحران‌های مالی اخیر در آسیا و آمریکای لاتین به‌علت افزایش یک‌پارچگی مالی و تجاری، به مناطق و کشورهای دیگر نیز سرایت کرد. در این شرایط هزینه‌های بالای این بحران‌ها منجر به تکوین دیدگاهی شده است که براساس آن کشورها نباید بازارهای مالی و جریان‌های سرمایه را قبل از تقویت نهادهای مالی و برقراری نظام‌های مطلوب نظارتی و مقررات احتیاطی آزاد کنند.[2و3] گرچه بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که کشورها نباید قبل از پایه‌ریزی مجموعه‌یی از نهادهای اساسی، جریان‌های سرمایه‌ی بین‌المللی را آزاد کنند،[4] عده‌یی دیگر از اقتصاددانان تأکید کرده‌اند که آزادسازی جریان‌های سرمایه موجد انگیزه‌هایی برای تقویت نهادهای بخش مالی در کشورها است و می‌تواند در راستای اصلاح نظام مالی قرار بگیرد.[5]

از دیدگاه عده‌ی دیگری از اقتصاددانان وجود بازارهای ناقص و بحران‌های مالی، کشورها را از منافع کامل یک‌پارچگی مالی بین‌المللی محروم می‌سازد.[6] بنابراین با توجه به تجربیات اخیر، جای تعجب نیست که چالش مطابقت تحرک بین‌المللی سرمایه با ثبات اقتصاد داخلی، به چالش اصلی و موضوع بحث‌برانگیز اقتصاد بین‌الملل و سیاست‌گذاران بدل شده است. با این حال، گسترش فرایند جهانی‌شدن این ضرورت را ایجاب کرده است که کشورها برای دست‌یابی به فرصت‌های موجود در اقتصاد جهانی به دنبال اتخاذ راهبردهای آزادسازی اقتصادی (تجاری و مالی) برای اثربخشی آن‌ها در تأمین منابع سرمایه‌گذاری و افزایش ظرفیت‌های اقتصاد داخلی باشند. این مطالعه با تکیه بر نظریه‌ی تحرک بین‌المللی سرمایه در قالب الگوی

Archive of SID
www.SID.ir

فلدشتاین-هوریوکا(F-H) به بررسی اثر آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای در حال توسعه (ازجمله 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.

بدین‌ترتیب، 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 به‌روش 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. بدین‌معنی 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.[۲،۷-۹] 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 هم زمان به اهداف اول و سوم دست یابد. به‌عبارت دیگر، در این صورت امکان تجمیع 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 به‌صورتی است که بتواند هرگونه سیاست پولیِ تهدیدکننده‌ی نرخ بهره‌ی داخلی را خنثی کند.[۱۰و۱۱]

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، به‌طوری که به‌دنبال 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 به‌صورت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وام‌های مرتبط با پروژه‌ها بوده است، اما اخیراً به‌صورت 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 به‌عنوان قواعد بازار یاد می‌کنند.[۱۲] براساس نظریه‌ی جریان[۴] (در اواخر دهه‌ی ۱۹۵۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰)، افزایشِ 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] به‌طوری که:

$$T = T(\bar{Y}, \frac{\overset{+}{e}}{P}) \qquad (۱)$$

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 به‌شکل فرمول ۲ ثبت شد:

$$F = F(i^{+}\text{یا}\, i^{-}) \qquad (۲)$$

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

$$\Delta R = PT + F \qquad (۳)$$

طبق تحلیل کینز از معادله‌ی تراز پرداخت‌ها، با فرض دانستنِ قیمت و نرخ بهره، درصورت 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 درنتیجه تراز تجاری را بدتر می‌کند. به‌هر حال، تراز پرداخت‌ها موقعی که نرخ‌های بهره افزایش می‌یابد در Y و P مفروض بهبود می‌یابد، زیرا افزایش نرخ‌های بهره‌ی 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 پایینِ 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 به‌صورت معادله‌ی ۴ با هم مرتبط می‌کنند:

$$(\frac{I}{Y})_j = \alpha + \beta(\frac{S}{Y})_j \qquad (۴)$$

که در آن $(\frac{I}{Y})_i$ نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص به تولید ناخالص داخلی کشور j و$(\frac{S}{Y})_j$ نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی آن کشور است. به نظر فلدشتاین و هوریوکا این رابطه به‌عنوان مدل تحرک سرمایه‌ی بین‌المللی[۵] شناخته می‌شود. علامت مثبت β نشان از رابطه‌ی مستقیم بین نرخ پس‌انداز و نرخ سرمایه‌گذاری در اقتصاد داخلی دارد، به‌طوری 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

Archive of SID
www.SID.ir

ایجاد شود، نسبت‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری از یکدیگر مستقل خواهند شد و $\beta = 0$ است، به‌طوری 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 به‌گونه‌یی 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. براین اساس، و نیز مطابق مطالعه‌یی که فلدشتاین و هوریوکا انجام دادند، معیارهای مقداری را برای توسعه‌ی تحرک سرمایه بین محدوده‌ی وسیعی از کشورها به کار بردند. آن‌ها بیان می‌کنند که درجه‌ی ارتباط بین این دو سری زمانی، شاخصی از موانع نقل‌وانتقالات 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 فرضیه‌یی پرداخته می‌شود که در آن آزادسازی مالی منجر به افزایش تحرک بین‌المللی سرمایه می‌شود، به‌طوری که اساس نظری الگوی مورد مطالعه، نظریه‌ی فلدشتاین و هوریوکا (F-H) است. برای آزمون این فرضیه، از مجموعه داده‌های اقتصادی ۱۶ کشور منتخب درحال 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. درواقع، یکی از منابع تأمین مالی درکشورهای 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،[۱۶و۱۷] زیرا سرمایه‌گذاری در بسیاری از کشورها نه‌تنها 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 می‌سازد. بدین‌ترتیب، رابطه‌ی ۵ برای آزمون فرضیه‌ی فلدشتاین-هوریوکا مبنی بر تأثیرات آزادسازی مالی بر تحرک بین‌المللی سرمایه قابل تعریف است:

$$(\frac{I}{Y})_i = f[(\frac{\overset{+}{S}}{Y})_i, (\frac{\overset{+}{A}}{Y})_i, T(\frac{\overset{-}{S}}{Y}), \overset{+or-}{emerging}] \qquad (۵)$$

که در آن I، Y و S به‌ترتیب 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 به‌دلیل وجود بحث کمک‌های رسمی خارجی در دوره‌ی ۱۹۷۵-۱۹۸۴ است و پس از این دوره نقل و انتقالات سرمایه بیشتر به‌صورت جریان‌های خصوصی بوده است.[۱۸] متغیر $emerging$ نیز بیان‌گر متغیر مجازی کشورهای دارای بازارهای نوظهور است.[۹] چون آزادسازی مالی درکشورهای 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 $T*(\frac{S}{Y})$ بررسی این مسئله است که آیا پارامتر شیب در طول زمان تغییر می‌کند. اگر تغییری وجود داشته باشد، چنین بیان می‌شود که به‌دنبال آزادسازی مالی تغییری در تحرک سرمایه صورت گرفته است (همان منبع). رگرسیون متناظر برای تحلیل داده‌های تابلویی مطابق رابطه‌ی ۶ است:

$$(\frac{I}{Y})_{it} = \alpha + \mu_i + \delta_1(\frac{S}{Y})_{it} + \delta_2(\frac{A}{Y})_{it} + \delta_3 T(\frac{S}{Y})_{it} + \delta_4 emerging + v_{it} \qquad (۶)$$

به‌طوری که زیرنویس i و t به‌ترتیب برکشور i 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_3 بر متفاوت بودن شیب‌ها بین دو دوره‌ی مختلف قبل و بعد از آزادسازی مالی دلالت می‌کند. درنتیجه δ_1، معیار کلی مدل ارائه‌شده از تحرک سرمایه و δ_3 شاخص افزایش تحرک سرمایه در طول زمان است. اگر آزادسازی مالی به افزایش تحرک سرمایه بینجامد انتظار می‌رود ارزش δ_3 منفی باشد. از سوی دیگر، یک پارامتر شیب مثبت تحرک سرمایه‌ی کم‌تری پیشنهاد می‌کند، در حالی که یک δ_3 که به‌لحاظ 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 ROM, 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] بدین‌ترتیب، آزمون‌های ریشه واحد پانلی،[۱۰] بر این اساس که محدودیتی روی فرایند

Archive of SID

www.SID.ir

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

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it}\delta_i + \epsilon_{it} \qquad (۷)$$

در حالی که $i = 1, 2, ..., N$ واحدهای مقطعی و $t = 1, 2, 3, 4, ..., T$ 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 $|\rho_i| = 1$، شامل یک ریشه واحد است. به‌منظور آزمون ریشه واحد پانلی، از روش‌های لوین، لین و چو[11] (LLC)، بریتونگ و هادری[12]، ایم، پسران و شین[13] (IPS) و ADF- فیشر و فیلیپس-پرون-فیشر (FPF) استفاده می‌شود.[۱۴][۲۰-۲۵] بنابراین پیش از برآورد مدل F-H ارائه‌شده 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 نااایستایی آن‌ها در سطح ۵٪ اهمیت رد می‌شود.

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

نام متغیر	آزمونLLC		آزمون هادری	
	احتمال‌پذیرش صفر (prob)	مقدار آماره	احتمال‌پذیرش صفر (prob)	مقدار آماره
I/Y	۰٫۰۲۳	-۱٫۹۸	۰٫۰۰	۷٫۰۱
S/Y	۰٫۰۰	-۳٫۴۶	۰٫۰۰	۵٫۴۷
A/Y	۰٫۰۰	-۵٫۳۸	۰٫۰۰	۱۰٫۳۱
T*S/Y	۰٫۰۰	-۱۴٫۹	۰٫۰۰	۷٫۵۷

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	$\chi^2(5) = ۱۸۸۴٫۸۴ [P_r = ۰٫۰۰۰]$
آزمون هاسمن	$H = \chi^2(4) = ۳۹۹٫۳۱ [P_r = ۰٫۰۰۰]$
آزمون ضریب لاگرانژ به روش پاگان	$LM = \chi^2(1) = ۲۴۹ [P_r = ۰٫۰۰۰]$

منبع: جدول ۲ از پیوست ۲.

نتایج: به‌وسیله‌ی کاربرد نرم‌افزار Stata9.2 استخراج شده است.

الف) متغیر وابسته IY است؛

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

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

د) آزمون هاسمن اثرات ثابت را رد می‌کند و به‌همین دلیل نتایج Panel براساس اثرات تصادفی انجام شده است. براساس فرایندآزمون هاسمن، بردار ضرایب سازگار (b) که از آزمون اثرات ثابت حاصل شده است درمقابل یک بردار ناسازگار (B) حاصل شده به‌وسیله‌ی اثرات تصادفی آزموده می‌شود. بنابراین براساس فرایند آزمون هاسمن، فرضیه H_0 (صحت اثرات ثابت) ردمی‌شود و فرضیه‌ی مقابل--پذیرش اثرات تصادفی-- به کار گرفته‌می‌شود. در نرم‌افزار Stata(9.2)، آماره‌ی هاسمن به‌وسیله‌ی $\chi^2(4) = (b-B)'[(\sum_b - \sum_B)](b-B)$ محاسبه می‌شود، به‌طوری که $\sum_B$، $\sum_b$ به‌ترتیب واریانس‌های b و B هستند.

ه) آزمون ضریب لاگرانژ به‌روش پاگان انتخاب بین دو روش OLS و اثرات تصادفی را بررسی می‌کند.

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 درکشورهای منتخب و دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۳ نشان می‌دهد. آماره‌ی F لیمر $[F_{Leamer}(۱۵٫۳۶۴) = ۱۳٫۹۹, P_r(۰٫۰۰۰)]$ در جدول ۱ نشان از سازگاری روش داده‌های تابلویی نسبت به‌OLS (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. به‌منظور رفع هرگونه ناهمسانی در نتایج اثرات تصادفی، در جریان تخمین از گزینه‌ی Robust در نرم‌افزار Stata استفاده می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ، به‌روش پاگان، سازگاری نتایج اثرات تصادفی را در جدول ۲ پیوست ۲ تأیید می‌کند. نمودار ۱ پیوست ۲ نیز چگونگی برازش مدل رگرسیونیِ مبتنی بر روند متغیر $\frac{I}{Y}$ را برای هر ۱۶ کشورِ تحت مطالعه ترسیم می‌کند. براساس 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 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.[۲۶] 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 ارتباط‌اند. 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، منفی‌بودن 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 درکشورهای دارای بازارهای نوظهور افزایش یافته است. همچنین

Archive of SID

www.SID.ir

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 به‌صورت 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، به‌طوری 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 $T * \frac{S}{Y}, \frac{A}{Y}$ 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 کشورها، ازجمله کشورهای درحال 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. براین 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 نقل‌وانتقال سرمایه میان کشورها باعث درون‌گرایی کشورهای درحال توسعه و درنتیجه 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، ازجمله سرمایه‌گذاری و رشد، صورت گرفته است. از سوی دیگر برای تحرک بین‌المللی سرمایه شاخص‌های متفاوتی تعریف شده است که برخی از این شاخص‌ها براساس 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 چندانی درمورد آن صورت نگرفته، از این رو تحقیق حاضر می‌تواند به‌منظور 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 کاهش‌یافته 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 معمولِ مربوط به تحرک سرمایه سازگار است. مثبت‌بودن 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 توسعه‌یی 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.

پانوشت

1. emerging markets
2. panel data
3. inconsistent trinity proposition (the macroeconomic policy trilema)
4. flow theory
5. international capital mobility theorem

۶. کشورهای منتخب عبارت‌اند از: بحرین، بنگلادش، برزیل، هنگ‌کنگ، هند، اندونزی، ایران، اردن، کره جنوبی، کویت، مالزی، پاکستان، سنگاپور، سری‌لانکا، مکزیک و ونزوئلا.

۷. برزیل، هنگ‌کنگ، هند، اندونزی، کره جنوبی، مالزی، سنگاپور و مکزیک به‌دلیل کسب جهش‌های اقتصادی ناشی از اتخاذ راهبردهای آزادسازی اقتصادی به‌عنوان کشورهای دارای بازارهای نوظهور ($emergingmarkets$) محسوب می‌شوند.

8. effective - development assistance

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

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

۱۴. دراین مقاله برای بررسی آزمون ایستائی 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

Archive of SID
www.SID.ir

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 Obsrver*, **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", *Quaterly 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 Modeling*, **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 به‌طوری 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 به‌صورت رابطه‌ی ۱ (پیوست ۱) به‌کار می‌برند:

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

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

$$H_0 : \alpha = 0$$
$$H_1 : \alpha < 1 \qquad (\text{پ ۱-۲})$$

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

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

علاوه براین، $\bar{y}_{it}$ به‌صورت رابطه‌ی ۴ در نظر گرفته می‌شود:

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

Archive of SID
www.SID.ir

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

$$LM_1 = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t} S_i(t)^2/T^2)/\bar{f}_0) \qquad (پ ۱-۸)$$

در حالی که S_i مجموع تجمعی پسماندهاست، و $\bar{f}_0$ متوسط تخمین‌زننده‌های مجزا در طیف باقی‌مانده‌ها در فراوانی صفراست:

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

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

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

$$LM_2 = \frac{1}{N}(\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t} S_i(t)^2/T^2)/f_{i0}) \qquad (پ ۱-۱۱)$$

هادری نشان می‌دهد که تحت یک سری فروض:

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

در حالی که $\xi = \frac{1}{6}$ و $\zeta = \frac{1}{45}$ هستند، اگر مدل فقط شامل مقادیر ثابت باشد η_I برای همه‌ی iها صفر است و در غیر این صورت $\xi = \frac{1}{15}$ و $\zeta = \frac{1}{6300}$. 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 Eviews5 سپس $\Delta\bar{y}_{it}$، و $\bar{y}_{it-1}$ با تقسیم رگرسیون بر خطای استاندارد به‌صورت زیر استاندارد می‌شود:

$$\Delta\widetilde{y}_{it} = (\frac{\Delta\bar{y}_{it}}{s_i})$$

$$\widetilde{y}_{it} = [\frac{\bar{y}_{it-1}}{s_i}] \qquad (پ ۱-۵)$$

در حالی که s_i، خطای استاندارد حاصل از تخمین هر ADF در معادله‌ی ۱ است. آزمون‌هایLLC نشان می‌دهند که تحت فرضیه‌ی صفر، آماره‌ی t تعدیل‌شده‌ی $\widehat{\alpha}$ به‌طور مجانبی دارای توزیع نرمال است.

$$t_{\alpha^*} = \frac{t_\alpha - (N\widetilde{T})S_N\widehat{\delta}^{-2}s_\epsilon(\widehat{\alpha})\mu_{m\bar{T}^*}}{\sigma_{m\bar{T}^*}} \qquad (پ ۱-۶)$$

که در آن t_α آماره‌ی t استاندارد برای $\widehat{\alpha} = 0$، $\widehat{\delta}^2$ واریانس تخمین‌زده شده‌ی جمله‌ی خطای η، و $s_\epsilon(\widehat{\alpha})$ خطای استاندارد $\widehat{\alpha}$ هستند.

آزمون هادری

آزمون ریشه‌واحد پانلی هادری، براساس پسماندهای حاصل از رگرسیون‌های مجزای OLSو 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 نظرگرفته شود، تخمین زیر استخراج می‌شود:

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

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۲

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
                                                F(۴,۳۶۴)           =     ۱۳٫۶۷
corr(u_i, Xb) = ۰٫۱۰۵۶                          Prob > F           =    ۰٫۰۰۰۰
------------------------------------------------------------------------------
          iy |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [٪۹۵ Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          sy |   ۰٫۱۶۸۸۴۵۶   ۰٫۰۴۰۸۱۲۱     ۴٫۱۴   ۰٫۰۰۰    ۰٫۰۸۸۵۸۸۶   ۰٫۲۴۹۱۰۲۷
          ay |   ۰٫۴۸۹۴۴۵۷   ۰٫۱۳۲۹۲۵۴     ۳٫۶۸   ۰٫۰۰۰    ۰٫۲۲۸۰۴۷۶   ۰٫۷۵۰۸۴۳۷
         tsy |  -۰٫۱۵۷۱۵۰۸   ۰٫۰۲۶۸۴۱    -۵٫۸۵   ۰٫۰۰۰   -۰٫۲۰۹۹۳۳۸  -۰٫۱۰۴۳۶۷۹
   emerging  |   ۰٫۰۱۶۴۴۱۴   ۰٫۰۰۸۷۱۳     ۱٫۸۹   ۰٫۰۶۰   -۰٫۰۰۰۶۹۲۷   ۰٫۰۳۳۵۷۵۵
       _cons |   ۰٫۲۲۳۹۴۰۸   ۰٫۰۱۰۱۱۷۳    ۲۲٫۱۳   ۰٫۰۰۰    ۰٫۲۰۴۰۴۵   ۰٫۲۴۳۸۳۶۶
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  ۰٫۰۵۱۱۱۳۴۴
     sigma_e |  ۰٫۰۵۲۹۹۴۵۱
         rho |  ۰٫۴۸۱۹۳۷۴۹   (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 chi۲(۴)       =     ۶۹٫۸۴
corr(u_i, X)        = ۰(assumed)                Prob > chi۲        =    ۰٫۰۰۰۰
------------------------------------------------------------------------------
          iy |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [٪۹۵ Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          sy |   ۰٫۲۷۲۰۲۶۸   ۰٫۰۳۷۹۱۲۸     ۷٫۱۸   ۰٫۰۰۰    ۰٫۱۹۷۷۱۹۲   ۰٫۳۴۶۳۳۴۵
          ay |   ۰٫۵۳۷۰۱۷۸   ۰٫۱۲۱۴۷۶۴     ۴٫۴۲   ۰٫۰۰۰    ۰٫۲۹۸۹۲۸۵   ۰٫۷۷۵۱۰۷۲
         tsy |  -۰٫۱۶۰۰۳۱۷   ۰٫۰۲۸۲۲۲۲    -۵٫۶۷   ۰٫۰۰۰   -۰٫۲۱۵۳۴۶۱  -۰٫۱۰۴۷۱۷۳
   emerging  |   ۰٫۰۲۶۲۵۲۳   ۰٫۰۰۸۶۲۶۹     ۳٫۰۴   ۰٫۰۰۲    ۰٫۰۰۹۳۴۳۸   ۰٫۰۴۳۱۶۰۸
       _cons |   ۰٫۱۹۵۶۳۸۱   ۰٫۰۱۰۹۳۳۱    ۱۷٫۸۹   ۰٫۰۰۰    ۰٫۱۷۴۲۰۹۵   ۰٫۲۱۷۰۶۶۶
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  ۰٫۰۱۸۹۸۱۸۹
     sigma_e |  ۰٫۰۵۲۹۹۴۵۱
         rho |  ۰٫۱۱۳۷۰۸۷۴   (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 |   ۰٫۱۶۸۸۴۵۶   ۰٫۲۷۲۰۲۶۸   -۰٫۱۰۳۱۸۱۲    ۰٫۰۱۵۱۰۷۹
          ay |   ۰٫۴۸۹۴۴۵۷   ۰٫۵۳۷۰۱۷۸   -۰٫۰۴۷۵۷۲۲    ۰٫۰۵۳۹۶۸۹
         tsy |  -۰٫۱۵۷۱۵۰۸   -۰٫۱۶۰۰۳۱۷    ۰٫۰۰۲۸۸۰۹            .
   emerging  |   ۰٫۰۱۶۴۴۱۴   ۰٫۰۲۶۲۵۲۳   -۰٫۰۰۹۸۱۰۹    ۰٫۰۰۱۲۲۱۵
------------------------------------------------------------------------------
           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>chi۲ =          ۰٫۰۰۰۰
```


www.SID.ir

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

Xtreg, Robust
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 chi۲(۵) = ۱۸۸۴٫۸۲
corr(u_i, X) = ۰ (assumed) — Prob > chi۲ = ۰٫۰۰۰۰

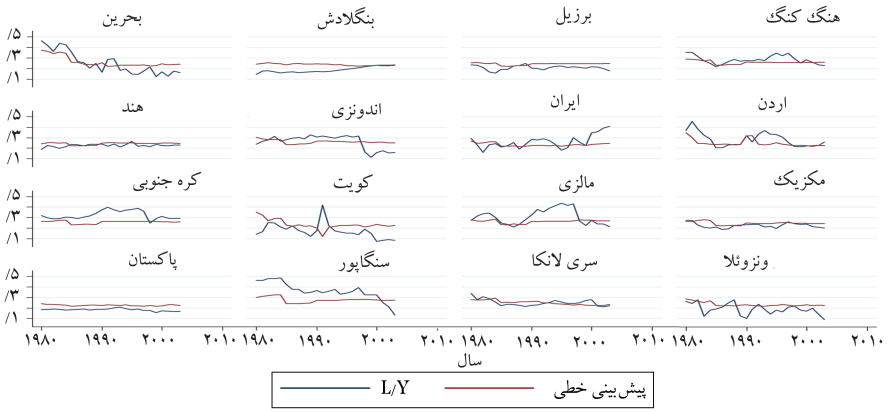
iy	Coef.	Robust Std. Err.	z	P > |z|	[٪۹۵ Conf. Interval]	
sy	۰٫۲۷۲۰۲۶۸	۰٫۱۰۷۹۸۹۴	۲٫۵۲	۰٫۰۱۲	۰٫۰۶۰۳۷۱۴	۰٫۴۸۳۶۸۲۲
ay	۰٫۵۳۷۰۱۷۸	۰٫۱۹۹۷۵۷۹	۲٫۶۹	۰٫۰۰۷	۰٫۱۴۵۴۹۹۵	۰٫۹۲۸۵۳۶۱
tsy	−۰٫۱۶۰۰۳۱۷	۰٫۰۴۲۸۰۱۴	−۳٫۷۴	۰٫۰۰۰	−۰٫۲۴۳۹۲۰۹	−۰٫۰۷۶۱۴۲۶
emerging	۰٫۰۲۶۲۵۲۳	۰٫۰۰۹۶۸۵۱	۲٫۷۱	۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۷۲۶۹۷	۰٫۰۴۵۲۳۴۸
_cons	۰٫۱۹۵۶۳۸۱	۰٫۰۳۱۴۵۲	۶٫۲۲	۰٫۰۰۰	۰٫۱۳۳۹۹۳۲	۰٫۲۵۷۲۸۲۹
sigma_u	۰٫۰۱۸۹۸۱۸۹					
sigma_e	۰٫۰۵۲۹۹۴۵۱					
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	۰٫۰۰۵۸۴۹۸	۰٫۰۷۶۴۸۳۸
e	۰٫۰۰۲۸۰۸۴	۰٫۰۵۲۹۹۴۵
u	۰٫۰۰۰۳۶۰۳	۰٫۰۱۸۹۸۱۹

Test: Var(u) = ۰
chi۲(۱) = ۲۴۹٫۴۳
Prob > chi۲ = ۰٫۰۰۰۰



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

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir