آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی مالی و برآورد سرعت هم‌گرایی در کشورهای منتخب (رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته)

هاتف حاضری‌نیری*
فرزاد رحیم‌زاده**
سیامک شکوهی‌فرد ***

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۵

چکیده

فرضیه هم‌گرایی مالی، به‌عنوان یکی از نتایج حاصل شده از مدل‌های رشد اقتصادی نئوکلاسیک، تأکید بر روند کاهش شکاف مالی بین کشورها دارد و در این بین، سرعت این هم‌گرایی هم، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. براین‌اساس، هدف اصلی این تحقیق بررسی آزمون فرضیه هم‌گرایی مالی و برآورد سرعت هم‌گرایی، با استفاده از تکنیک پانل پویا در کشورهای منتخب (به تفکیک کشورهای توسعه‌یافته (۳۸ کشور) و درحال‌توسعه (۳۴ کشور)) مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۲ می‌باشد. نتایج یافته‌ها، باتوجه‌به دو مدل، نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) و نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی در کل نمونه و گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی مالی در این کشورها است. همچنین، سرعت هم‌گرایی در مدل اول، در کشورهای درحال‌توسعه، نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است. بااین‌حال، این سرعت در شاخص دوم تعمیق مالی (شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی) به نسبت بیشتر است و در هر دوره به میزان بیشتری از عدم تعادل کوتاه مدت، جهت دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد.

واژگان کلیدی: هم‌گرایی مالی، سرعت هم‌گرایی، تعمیق مالی، آزاد سازی حساب سرمایه، پانل پویا.

طبقه‌بندی JEL: $F_{21}, C_{58}, E_{44}, F_{41}$

---

* دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران. (نویسندهٔ مسئول)
Email: Hatef.Hazeriniri@uma.ac.ir

** استادیار، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

*** پسادکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

مقدمه

در چند دهۀ گذشته، شاهد لزوم آزادسازی مالی در بازارهای نوظهور بوده‌ایم. برای بازارهای مالی، هدف این است که از طریق تبادل دانش بین‌المللی و کاهش شکاف دانش در زمینۀ مالی میان کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، توسعۀ مالی را تقویت کند (گلدبرگ و پاوچنیک[1]، ۲۰۰۷). هدف اقتصاد واقعی، تأمین سرمایه برای سرمایه‌گذاری و تحریک رشد اقتصادی بوده است، به‌این‌ترتیب، به بازارهای نوظهور کمک می‌کند تا به سطح زندگی در کشورهای توسعه‌یافته دست یابند (آگیون و همکاران[2]، ۲۰۰۵). درحالی‌که مزایای توسعۀ مالی به‌خوبی مشخص شده، ولی شواهد سیتماتیک کمی وجود دارد تا نشان دهد که آیا توسعۀ مالی در کشورهای درحال‌توسعه، در حال نزدیک و هم‌گرا شدن به توسعۀ مالی در کشورهای توسعه‌یافته است یا خیر؟ ازاین‌رو، فرایند هم‌گرایی، به‌عنوان یکی از نتایج مدل‌های رشد اقتصادی، در سال‌های اخیر، مورد توجه قرار گرفته است. آنچه موجب شکل‌گیری تحقیقات پیرامون هم‌گرایی و عوامل مؤثر بر آن می‌شود، اهمیت کاهش شکاف درآمدی بین کشورها بوده است.

باتوجه‌به مدل رشد سولو، اگر کشورهای مختلف دارای تکنولوژی یکسان باشند، باتوجه‌به وجود بازده نهایی منفی در ذخیرۀ سرمایۀ کشورهای فقیرتر، نسبت‌به کشورهای غنی، سرعت رشد بیشتری را خواهند داشت. باید در نظر داشت، هر کشوری به‌سمت حالت پایدار خود حرکت می‌کند، اما تفاوت آنها در درآمد، منجر به کاهش سرعت این روند می‌شود. در سطح بین‌المللی، از مدل رشد نئوکلاسیک، اثر هم‌گرایی از طریق انتقال تکنولوژی، از اقتصادهای ثروتمند به فقیر و نیروی کار از اقتصادهای فقیر به غنی تقویت می‌شود.

هدف اصلی این مقاله، بررسی آزمون فرضیه هم‌گرایی مالی و برآورد سرعت هم‌گرایی، با استفاده از تکنیک پانل پویا (DPD) در کشورهای منتخب (به تفکیک کشورهای توسعه‌یافته (۳۸ کشور) و درحال‌توسعه (۳۴ کشور))[3]، مبتنی بر روش گشتاورهای

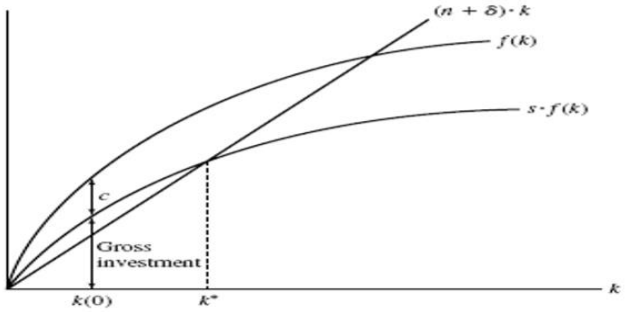
1. Goldberg and Pavcnik
2. Aghion et al
۳. در این مطالعه، برای گروه بندی کشورها، از تقسیم‌بندی صندوق بین‌المللی پول استفاده شده است.

تعمیم‌یافته (GMM)، طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۲ است. ادامهٔ مقاله، به این صورت سازماندهی شده است که بخش بعدی ادبیات در مورد هم‌گرایی مالی و سرعت هم‌گرایی را فراهم می‌کند. داده‌ها و نتایج تجربی در بخش سه ارائه شده و درنهایت، در بخش چهار، به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای تحقیق پرداخته شده است.

مبانی نظری

مفهوم هم‌گرایی عبارت است از رشد سریع‌تر اقتصادهایی با سطح تعمیق مالی کمتر از k^* (سطح تعمیق مالی بهینه و هدف) نسبت به اقتصادهای با سطح تعمیق مالی بیش‌تر از k^* (بارو و سالایی مارتین[1]، ۱۹۹۲). فرضیه هم‌گرایی[2]، از نتایج حاصل شده از مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها است.

در مدل رشد سولو- سوان[3] (۱۹۵۶)، بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۲) بااستفاده از فرض هایی همچون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید و برون‌زا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس‌انداز، فناوری ثابت، تغییر در فرآیند تعمیق مالی و تشکیل سرمایه را به‌صورت شکل۱ در نظر می‌گیرند.



شکل ۱: مدل سولو- سوان

مأخذ: رومر[4] (۲۰۰۶)

1. Barro and Sala- i- Martin
2. Economic convergence
3. Solow and Sowan
4. Romer

در شـــکل۱، k بیانگر وضـــعیت موجودی ســـرمایه و به عبارتی عملکرد بازار مالی، s پس‌انداز، n نرخ رشد جمعیت، δ نرخ استهلاک، f (k) تابع تعمیق مالی و $\dot{k}$ نرخ رشد تعمیق مالی و تشکیل موجودی سرمایه می‌باشد. آشکار است در بلندمدت کشورها هم‌گرا به نقطه *k (وضـعیت تعادلی پایدار[1]) هسـتند؛ وقتی نرخ رشـد صـفر باشـد: $k_{t+1}-k_t=0$. نرخ هم‌گرایی را می‌توان به صورت خطی تعیین کرد (رومر، ۲۰۰۶).

$$\dot{k}=\dot{k}(k)=sf(k)-(n+g+\delta).k \qquad (۱)$$

$$\dot{k}(k)\cong 0+\left[\left.\frac{\partial\dot{k}(k)}{\partial k}\right|_{k=k^*}\right].(k_t-k^*)$$

که:

$$-\lambda=\left[\left.\frac{\partial\dot{k}(k)}{\partial k}\right|_{k=k^*}\right] \qquad (۲)$$

و

$$\dot{k}\cong-\lambda(k_t-k^*) \qquad (۳)$$

و سرعت هم‌گرایی:

$$-\lambda=\left.\frac{\partial\dot{k}(k)}{\partial k}\right|_{k=k^*}=-\left.\frac{\partial\left[sf(k)-(n+g+\delta).k\right]}{\partial k}\right|_{k=k^*}=$$

$$=-\left[sf'(k)-(n+g+\delta)\right]=\left[1-\alpha_k(k^*)\right].(n+g+\delta) \qquad (۴)$$

که:

1. Steady- State

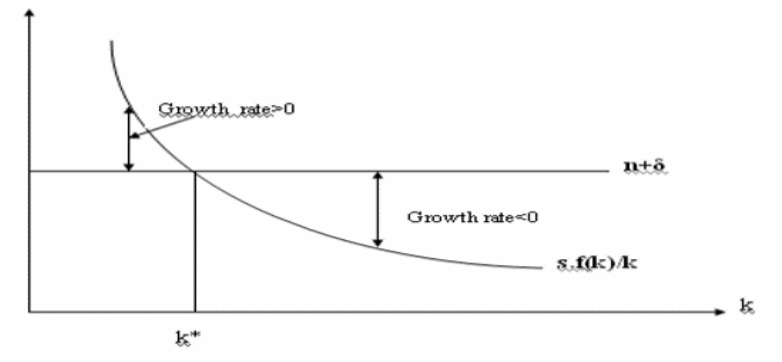
(۵)

$$\frac{\alpha_k(k^*)}{1-\alpha_k(k^*)} = \frac{s}{y^*}\cdot\frac{\partial y^*}{\partial s} = \frac{k^* f'(k^*)/f(k^*)}{1-\left[k^* f'(k^*)/f(k^*)\right]}$$

این بدین معنی است که سرعت هم‌گرایی (λ) متناسب با اختلاف از حالت پایدار است. کشورهایی که از حالت پایدار دور هستند، ممکن است سریع هم‌گرا شوند؛ این بدین معنی است که کشورهای دارای تعمیق مالی کمتر، سریع‌تر رشد می‌کنند (گاسپار[1]، ۲۰۱۲).

در شکل ۱، محور افقی بیانگر سرمایه و محور عمودی بیانگر درآمد و رشد اقتصادی می‌باشد و حالت تعادلی در این نمودار k^* می‌باشد. در این شکل s.f (k) مقدار درآمد پس‌انداز شده را نشان می‌دهد و $(n+\delta)$ k تابع سرمایه‌گذاری سرانه می‌باشد. فاصلهٔ عمودی بین f (k) و s.f (k) مصرف سرانه را نشان می‌دهد. تغییر در سرمایه به‌وسیلهٔ فاصلهٔ عمودی s.f (k) و خط $(n+\delta)$ k به‌دست می‌آید. تعمیق مالی بهینه و هدف، یا به عبارتی سرمایه پایدار k^*، از تقاطع منحنی s.f (k) با خط $(n+\delta)$ k به‌دست می‌آید و رشد سرمایه در این نقطه صفر است. اگر سرمایه (k_0) از حالت تعادلی پایین‌تر باشد، k_0 افزایش خواهد یافت و نرخ رشد تعمیق مالی مثبت خواهد شد و درنتیجه، تعمیق مالی نیز افزایش خواهد یافت. با توجه به اینکه منحنی f صعودی با نرخ کاهنده است، وقتی k به سمت تعمیق مالی بهینه و هدف (حالت تعادلی) افزایش می‌یابد، از نرخ افزایش تعمیق مالی کاسته می‌شود و هرچه k به حالت تعادلی نزدیک‌تر می‌شود، سرعت رشد تعمیق مالی کاهش خواهد یافت. شکل ۲ نرخ رشد سرمایهٔ اقتصادها را نشان می‌دهد. این شکل نوعی از هم‌گرایی را نتیجه می‌دهد. همان‌طورکه مشخص است، نرخ رشد برای یک اقتصاد با سرمایهٔ اولیه کمتر، بزرگتر است؛ این بدین معنی است که اقتصادهایی که مقادیر سرمایهٔ پایین‌تری دارند، نرخ‌های رشد تعمیق مالی بالاتری خواهند داشت و به‌سمت اقتصادهای با نسبت‌های تعمیق مالی بالاتر هم‌گرا می‌شوند.

1. Gaspar



شکل ۲: روند نرخ رشد سرمایه در الگوی رشد سولو- سوان
مأخذ: رومر (۲۰۰۶)

فاصله عمودی بین خط استهلاک مؤثر $(n+\delta)$ و منحنی $(s.f(k)/k)$ نرخ رشد سرمایه (k) را به‌دست می‌دهد. نرخ رشد سرمایه در حالت پایدار (k^*) ثابت است. نرخ رشد سرمایه (k)، زمانی که $k_0>k^*$ باشد، منفی است و به سمت حالت پایدار (k^*) کاهش می‌یابد؛ ولی اگر $k_0<k^*$ باشد، نرخ رشد سرمایه (k) مثبت بوده و به‌طرف حالت تعادلی (k^*) افزایش خواهد یافت.

در ادبیات اقتصادی، این موضوع به هم‌گرایی بتا[1] معروف است (بارو و سالایی مارتین، ۱۹۹۲) که خود به دو نوع هم‌گرایی شرطی[2] و هم‌گرایی مطلق[3] تقسیم می‌شود. در هم‌گرایی شرطی، هر اقتصاد به سطح تعادلی با ثبات ویژهٔ خود، هم‌گرا می‌شود و اقتصادی که از تعادل باثبات خود فاصلهٔ بیشتری داشته باشد، هم‌گرایی مالی بالاتری را تجربه خواهد کرد؛ ولی در هم‌گرایی مطلق، تمامی اقتصادها، نهایتاً به یک سطح از تعادل باثبات[4] و درآمد هم‌گرا می‌شوند.

1. β convergence
2 .Conditional β convergence
3. Absolute β convergence
4. Steady State

پیشینهٔ تحقیق

مطالعات تجربی مختلفی، در راستای بررسی فرضیه هم‌گرایی، صورت گرفته است که اولین مطالعات در مورد فرضیه هم‌گرایی، توسط بارو و سالایی مارتین (۱۹۹۲)، صورت گرفته که هم‌گرایی سیگما و بتا را بین ۴۸ ایالت آمریکا، طی دورهٔ ۱۹۹۰-۱۸۸۰ بررسی کرده‌اند. نتیجهٔ این بررسی نشان داد که در بین این نواحی، هم‌گرایی از نوع بتا و سیگما وجود داشته است و مناطق مورد بررسی، به لحاظ درآمد سرانه، در حال نزدیک شدن به هم هستند.

سامرز[1](۲۰۰۰)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های ۱۱۸ کشور منتخب جهان، طی دورهٔ ۱۹۹۰-۱۸۸۰، به آزمون هم‌گرایی مطلق کشورها پرداخت. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان داد که کشورهای با درآمد سرانهٔ بالاتر (توسعه‌یافته‌تر) سریع‌تر از کشورهای بادرآمد سرانه پایین‌تر رشد کرده‌اند. ازاین‌رو، فرضیهٔ هم‌گرایی در نمونهٔ مذکور تأیید نشده است.

پاریخ و شیباتا[2] (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا آزادی تجاری یا آزادسازی مالی، منجر به تسریع هم‌گرایی یا کند شدن درآمد سرانهٔ واقعی در کشورهای منتخب آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین شده است و یا خیر؟ که با استفاده از روش پانل دیتا، هم‌گرایی بتا و سیگما، برای هریک از مناطق، بررسی شد و نتایج نشان داد که آزادسازی، هم‌گرایی در درآمد واقعی سرانه را در کشورهای آسیایی و آمریکای لاتین تسریع کرده است.

کوزنتسوا و پیزارنکو[3] (۲۰۱۶)، تأثیر هم‌گرایی مالی بر بازارهای بیمه و بازنشستگی را مطالعه نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد که تغییرات جمعیتی، در کشورهای مختلف توسعه‌یافته و بازارهای نوظهور، نیاز به اصلاح سیستم‌های تأمین‌اجتماعی، طرح‌های بازنشستگی عمومی و همچنین تمرکز مجدد آنها، به مدل هم‌گرایی مالی مبتنی بر بازار را ضروری می‌نماید. صندوق های بازنشستگی، که به عنوان سرمایه‌گذاران نهادی عمل می‌کنند، بازیگران پیشرو در بازار مالی جهانی کنونی‌اند. همچنین رقابت در بازار

1. Summers and Hesto
2. Parikh and Shibata
3. Kuznetsova and Pisarenko

مالی، باعث گسترش خدمات ارائه شده توسط سازمان‌های مختلف می‌گردد. بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی و ... طیف وسیعی از خدمات را ارائه می‌دهند که مستقیماً به تجارت اصلی آنها مرتبط نیستند.

کریل[1] (۲۰۱۸)، به بررسی هم‌گرایی مالی و چگونگی بهبود آن، در حوزهٔ یورو پرداخته است. وی بیان می‌کند که یکی از ویژگی‌های اصلی یک منطقهٔ بهینهٔ ارزی، توانایی آن برای حفظ یا تقویت یکپارچگی و همچنین، هم‌گرایی بین کشورهای عضو آن منطقه است. این هدف مستلزم دستیابی به یک وضعیت اقتصادی و مالی باثبات و توسعهٔ توان ایستادگی برابر شوک‌ها است. در این پژوهش، پس از بررسی وضعیت هم‌گرایی در منطقهٔ یورو، پیشنهادهای متعددی، با هدف بهبود هم‌گرایی به سمت وضعیت ثابت و همچنین هم‌گرایی مالی و چرخه‌ای، پیشنهاد می‌گردد. توصیه‌ها بر چندین حوزهٔ سیاستی، ازجمله سیاست انسجام، اساسنامهٔ بانک مرکزی اروپا، پایداری بدهی عمومی و خصوصی، قوانین مالی و سیاست حداقل دستمزد تمرکز دارند.

رایسین و همکاران[2] (۲۰۲۱)، بااستفاده از روش پانل دیتا و داده‌های ۳۰ شرکت بیمه و صندوق بازنشستگی آمریکایی، اروپایی و آسیایی، به بیان شیوه‌های عملی هم‌گرایی مالی و همچنین، محاسبهٔ سیگمای هم‌گرایی[3] می‌پردازند. مؤلفان بیان می‌کنند که فرآیندهای هم‌گرایی مالی و شکل‌گیری اشکال نهادی جدید انجمن‌های مالی در اقتصاد جهانی، درحال‌حاضر، تأثیر قابل‌توجهی بر بخش‌های واقعی و مالی، مالیهٔ عمومی و همچنین سایر حوزه‌های اقتصاد دارند.

در مطالعه‌ای، متفکرآزاد و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی هم‌گرایی اقتصادی استان‌های ایران، طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹، بااستفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد پانل پرداختند؛ نتایج حاصل‌شده نشان می‌دهند که بین استان‌های ایران، هم‌گرایی بتای مطلق وجود ندارد؛ ولی هم‌گرایی بتای شرطی بین استان‌های ایران برقرار است.

رفعت (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با هدف بررسی تأثیر یکپارچگی مالی و باز بودن بازارهای مالی در ایران و سایر کشورهای درحال‌توسعه بر فرایند هم‌گرایی درآمد، نشان می‌دهند که باز بودن مالی، یکپارچگی و توسعهٔ مالی داخلی، باعث تسهیل در هم‌گرایی درآمدی

1. Creel
2. Rysin et al
3. Sigma Convergence

بین ایران و شرکت‌های تجاری‌اش در کشورهای درحال‌توسعه با درآمد متوسط به بالا می‌گردد.

صدیقی و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی تأثیر ادغام مالی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه منتخب را بررسی نموده‌اند. برای‌این‌منظور، از داده‌های تابلویی مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. این پژوهش نشان داد که تأثیر ادغام مالی (خالص دارایی‌های خارجی به‌عنوان معیاری از ادغام مالی) بر رشد اقتصادی، در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی، مشابه یکدیگر نیستند. براساس نتایج حاصل از این پژوهش، ادغام مالی، بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، اثر مثبت و در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا، تأثیر منفی دارد. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که سطح توسعه‌یافتگی بازارهای مالی و درجهٔ همگن بودن این بازارها بین کشورها، نقش تعیین‌کننده‌ای را در تأثیر ادغام مالی بر رشد اقتصادی ایفا می‌نماید.

نیکپور و همکاران (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای به بررسی هم‌گرایی مالی بین ایران و کشورهای عضو اوپک، در دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۷، با استفاده از روش فیلیپس-سول و همچنین الگوریتم‌های خوشه‌ای پرداختند. در بازار پول، نتایج نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی ایران با کشورهای عراق، نیجریه و ونزویلا است و در بازار سرمایه، هم‌گرایی ایران با کشورها امارات و عربستان سعودی است.

امامی میبدی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، الگوهای هم‌گرایی غیرشرطی بتا، هم‌گرایی شرطی بتا و همچنین هم‌گرایی سیگما را، در فاصله سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۵۰، مطالعه نموده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده، حاکی از وجود هم‌گرایی غیرشرطی و شرطی بتا و نیز هم‌گرایی سیگما در اقتصاد ایران هستند. باتوجه‌به تخمین هم‌گرایی شرطی بتا، بهترین سناریو که باعث رشد سرعت هم‌گرایی اقتصادی در شرایط تعهدی می‌گردد، تأمین مخارج دولتی از مالیات بر درآمد است. نتایج تحقق هم‌گرایی سیگما نیز، مبیّن این موضوع است که تحریم‌ها، سبب ایجاد شرایط تعهدی می‌گردد. ازاین‌رو، مؤلفان پیشنهاد نموده‌اند که حرکت سیاست‌های اقتصادی و مالی کشور، بایستی در مسیر ثبات اقتصادی و همچنین کاهش التهاب باشد.

تصریح مدل

در این تحقیق، مدل استفاده شده به‌منظور برآورد هم‌گرایی مطلق و شرطی در ابعاد تعمیق مالی، برگرفته از پژوهش ترابلسی و چریف[1] (۲۰۱۶) است. براین‌اساس، مدل رگرسیونی برای برآورد اقتصادسنجی، به‌صورت معادلهٔ ۶ تصریح می‌شود:

(۶)

$$FD_{it}^{*} = \beta_0 + \beta_1 kAL_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it}$$

در تابع بالا i دلالت بر تعداد کشورها، t زمان، FD_{it}^{*} نشان‌دهنده سطح تعمیق مالی بهینه و هدف (پروکسی k_{it}^{*} در تابع مدل رشد)، kAL_{it} آزادسازی حساب سرمایه، X_{it} برداری از متغیرهای توضیحی (نرخ ارز رسمی، آزادی تجاری، سطح اولیهٔ حساب سرمایه) و e_{it} جملهٔ خطا است که اغلب فرض می‌شود دارای دو جزء مجزا است؛ یعنی $e_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$[2] (بالتاجی، ۲۰۰۵)[3]

آشکار است که سطح تعمیق مالی کشورها، به‌طور تدریجی، به سطح بهینه و مورد انتظار، یعنی مقدار k_{it}^{*} در تابع مدل رشد، طبق مدل مکانیسم تعدیل جزئی، تعدیل می‌شود:

(۷)

$$FD_{it} - FD_{i,t-1} = \gamma (FD_{it}^{*} - FD_{i,t-1})$$

که FD_{it} سطح واقعی تعمیق مالی در انتهای دورهٔ t و γ پارامتر هم‌گرایی (به‌عنوان سرعت هم‌گرایی) که بین صفر و یک است ($0 \leq \gamma \leq 1$). معادلهٔ ۷ نشان می‌دهد که در هر دوره، درصدی از اختلاف بین سطح جاری و مقدار k_{it}^{*} در تابع مدل رشد تعدیل می‌شود. با جایگزینی معادلهٔ ۶ در معادلهٔ هفتم، معادلهٔ ۷ به‌صورت زیر بازنویسی

1. Trabelsi and Cherif

۲. جهت نشان دادن جملهٔ اخلال، فرض می‌کنیم که اثرات تکی (مقطعی) وجود دارد؛ همچنین ممکن است، اثرات ثابت زمان نیز باشد؛ در حالت دیگر، امکان وجود هر دوی آنها هست. بنابراین جزء خطا دارای سه مؤلفه است: ($e_{it} = \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it}$).

3. Baltagi

می‌شود:

(۸)

$$FD_{it} = \beta_1 \gamma\, KAOEN_{it} + \beta_2 \gamma\, X_{it} + (1-\gamma)\, FD_{i,t-1} + \gamma U_{it}$$

بنابراین مدل نهایی به‌صورت معادلهٔ ۹ ارائه می‌شود:

(۹)

$$FD_{it} = \beta_1 dumcrise_{it} + \beta_2 kaopen_{it} + \beta_3 exch_{it} + \beta_4 netcptl_{it} + \beta_5 FD_{i,t-1} + \beta_6 trade_{it} + e_{it}$$

همان‌طوری که اشاره شد، FD_{it} بیانگر تعمیق مالی (اندازه‌گیری‌شده به‌وسیلهٔ دو شاخص، یکی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) و دیگری حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی) است؛ گرچه این دو باهم مرتبط هستند، اما معادل نیستند (ابیاد و همکاران[1]، ۲۰۰۸)[2]. بحران سیستم بانکی($dumcrise_{it}$) از متغیر مجازی ۰و۱ استفاده می‌شود[3]. معیار آزادی حساب سرمایه، براساس پروکسی

1. Abiad et al

۲. شاخص دومی که بیانگر تعمیق مالی است، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی است. بدهی‌های نقدی شامل اسکناس و مسکوک خارج از سیستم بانکی به‌علاوهٔ حساب‌های جاری و سایر بدهی‌های بهره‌دار بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیربانکی در هر کشور است که براین‌اساس، می‌توان آن را معادل M3 دانست. باتوجه‌به اینکه در برخی کشورها، همچون ایران، M3 محاسبه نمی‌شود، می‌توان از M2 (پول و شبه‌پول) به‌عنوان پراکسی آن استفاده نمود. همچنین لازم به توضیح است که ضعف معیار نسبت اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی نیز، در این است که با توجه به اینکه در عمده کشورهای پیشرفتهٔ صنعتی، توسعهٔ مالی، عمدتاً از طریق ایجاد نوآوری‌ها و ابداعات مالی در بخش غیربانکی رخ می‌دهد؛ لذا این شاخص ضعیفی برای نشان دادن تعمیق مالی کشورهای مذکور است.

۳. در این مطالعه، برای کنترل بحران بانکی، از تعریف بانکداری سیستماتیک لاون و والنسیا (۲۰۱۲) استفاده می‌شود که طبق تعریف مذکور، اگر دو شرط زیر وجود داشته باشد، بحران بانکی سیستماتیک به نظر می‌رسد: الف: نشانه‌هایی که به صورت قابل‌توجه در بانک‌ها وجود دارد؛ مانند زیان در سیستم بانکی و یا انحلال بانک‌ها، ب: اقدامات مداخله‌ای قابل‌توجه در سیاست‌های بانکی، در برابر زیان‌های قابل‌توجه در سیستم بانکی. اگر این دو شرط مذکور برقرار باشند، نشان‌دهندهٔ شروع بحران خواهد بود (ترابلسی و چریف،۲۰۱۶). درنهایت برای بحران سیستم بانکی از متغیر مجازی(۰،۱) است که اگر کشوری در طول دورهٔ تحقیق، بحران بانکی را تجربه کرده باشد، ارزش ۱ و در غیراین‌صورت، دارای ارزش ۰ است.

$kaopen_{it}$ است. $kaopen_{it}$ شاخص ترکیبی بر طبق متغیرهای موهومی باینری کدبندی شده، بر محدودیت حساب‌های خارجی مندرج در گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول (IMF)، محدودیت‌های ارزی و توافقات ارزی، تنظیمات اوراق‌بهادار و محدودیت‌های بورس اوراق بهادار تدوین می‌شود[1]. $exch_{it}$ میانگین نرخ ارز رسمی سالانه و $netcptl_{it}$ خالص حساب سرمایه، که به عنوان پروکسی سطح اولیه حساب سرمایه است، همان‌طوری که اشاره گردید، لازمهٔ دستیابی به منافع ناشی از آزادسازی سرمایه، توسعه و بهبود زیرساخت‌های مالی و ارتقای سطوح اولیه حساب سرمایهٔ تاثیرگذار بر سطح تعمیق مالی است (آیچینگرین و همکاران[2]، ۲۰۱۱). متغیر $trade_{it}$ به‌عنوان پروکسی آزادی تجاری وتحرک بین‌المللی، بخش واقعی هر اقتصاد بوده که به‌صورت درصد حجم تجارت از GDP اندازه‌گیری شده و e_{it} جمله اخلال می‌باشد. $FD_{i,t-1}$ وقفه متغیر وابسته است و β_5، ضریب اثر دورهٔ قبل متغیر وابسته که اثر هم‌گرایی را اندازه‌گیری می‌کند و اگر ضریب اثر دوره قبل متغیر وابسته را از یک کم کنیم $(1-\beta)$ سرعت هم‌گرایی به‌دست خواهد آمد و در این مطالعه، نشان‌دهندهٔ این است که هم‌گرایی مالی با چه سرعتی، بر تعمیق مالی کشورها تأثیر می‌گذارد. اگر قدر مطلق $|\beta|$ کوچک‌تر از یک باشد، هم‌گرایی مالی وجود دارد و به سمت k^* (سطح تعمیق مالی بهینه و هدف) میل می‌کند. این موضوع بدین معنی است که کشورهایی که دارای سطح سرمایه پایین می باشند، به‌نسبت نرخ رشد، تعمیق مالی بیشتری را خواهند داشت و به سمت تعمیق مالی هم‌گرا می‌شوند. اگر β بین صفر و یک باشد و $(k_0>k^*)$، هم‌گرایی مالی وجود دارد و به‌سمت تعمیق مالی بهینه نزولی است. اگر β بین صفر و

---

۱. به منظور تأکید بر آزادی حساب سرمایه، به‌جای کنترل حساب سرمایه، از معیار $kaopen_{it}$ استفاده شده که مؤلفهٔ اصلی اول چهار متغیر باینری به صورت صفر و یک $(k_i, i=1,2,3,4)$ بر محدودیت‌های حساب‌های خارجی اختصاص دارد و شامل محدودیت در خصوص نرخ ارز چندگانه (k_1)، محدودیت در مبادلات سال جاری (k_2)، محدودیت در مبادلات حساب سرمایه (k_3) و درنهایت k_4 در خصوص الزامات واگذاری درآمد حاصل از صادرات است. در این معیار، برای محدودیت مبادلات سرمایه (k_3)، از افق وزن پنج ساله (شامل سال t و چهار سال قبل آن) که کنترل سرمایهٔ غیرمؤثر است، استفاده شده است $(SHAREk_{3,t} = ((K_{3,t} + K_{3,t-1} + K_{3,t-2} + K_{3,t-3} + K_{3,t-4})/5)$ سپس، در نهایت شاخص باز بودن حساب سرمایه (kaopen) به‌عنوان مؤلفهٔ اصلی، به‌صورت شاخص ترکیبی معکوس از معیارهای $(k_1, k_2, SHAREk_{3,t}, k_4)$ است. (چاینن و آیتو، ۲۰۰۶) که در این مطالعه از اطلاعات آخرین به‌روزرسانی استفاده می‌گردد.

2. Eichengreen et al

یک باشد و ($k_0<k^*$) هم‌گرایی مالی وجود دارد و به‌سمت تعمیق مالی بهینه، صعودی است. اگر β بین منفی یک و صفر باشد، جواب نوسانی میرا و هم‌گرا به سمت k^* است. اگر β بزرگتر از یک باشد، واگرا خواهد بود و β کوچکتر یا مساوی منفی یک باشد، در این صورت نوسانی واگرا خواهد بود (پور کاظمی، ۱۳۷۹).

در این مطالعه، داده‌های مورد استفاده از پایگاه اطلاعات بانک جهانی (شاخص‌های توسعهٔ جهانی)[1] (۲۰۲۰) و صندوق بین‌المللی پول[2] (۲۰۲۰) گرفته شده است.

یافته‌های پژوهش

در این بخش، آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) فیشر را به خاطر انعطاف‌پذیری بیشتر و قابلیت اجرا برای پانل نامتوازن و هچنین به‌کارگیری اثرات ثابت مقطعی(تکی) به عنوان رگرسور و محاسبهٔ خودکار اختلاف وقفه و پهنای باند[3] استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل‌شده در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشهٔ واحد (آزمون Fisher-ADF) - کل نمونه

متغیر	وضعیت	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		
		سطح متغیر	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
شاخص تعمیق مالی (FD_1)	عرض از مبدأ و روند	(۰/۰۳۳) ۱۷۶/۲۶	۵۵۹/۶۹(۰/۰۰)	I(1)
شاخص تعمیق مالی (FD_2)	عرض از مبدأ و روند	۱۴۶/۱۶(۰/۰۴)		I(0)
آزادی حساب سرمایه	عرض از مبدأ و روند	۱۱۲۰/۳۰(۰/۰۰)	-	I(0)
خالص حساب سرمایه	عرض از مبدأ و روند	۳۷۹/۹۵(۰/۰۰)	-	I(0)
آزادی تجاری	عرض از مبدأ و روند	۱۳۴/۵۲(۰/۶۵۹)	۱۱۲۴/۱۲(۰/۰۰)	I(1)
بحران بانکی	عرض از مبدأ و روند	۱۲۶/۶۰ (۰/۰۰)		I(0)

1. WDI
2. IMF
۳. با استفاده از معیار شوارتز برای اختلاف وقفه و روش Newey-West و Bartlett kernel برای پهنای باند.

متغیر تفاضل مرتبه اول	وضعیت نتیجه	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		
		سطح متغیر	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
نرخ ارز رسمی	عرض از مبدأ و روند	۲۶۵/۸۲(۰/۰۰)	-	I(0)

احتمال رد فرضیه صفر ریشهٔ واحد در پرانتز نشان داده شده است.

* و ** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون ریشهٔ واحد، حاکی از آن است که متغیر آزادسازی حساب سرمایه، خالص حساب سرمایه و نرخ ارز، بحران بانکی، شاخص دوم تعمیق مالی (FD_1)، در سطح مانا است؛ ولی شاخص دوم تعمیق مالی (FD_2) و آزادی تجاری مانا نیستند؛ متغیرهای مذکور، به‌صورت تفاضل مرتبهٔ اول مانا هستند. بنابراین در سطح اطمینان بالای ۹۰ درصد، تمامی متغیرهای تحقیق، به صورت سطح یا تفاضل مرتبهٔ اول، مانا بوده و پایداری داده‌های مورد استفاده در تحقیق قبل، از برآورد مدل‌های تحقیق، مورد تأیید واقع می‌شوند.

علاوه بر مانا بودن متغیرهای مدل، به کمک تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی، می‌توان پایداری ترکیب خطی بلندمدت را آزمون نمود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی آن است که با وجود غیرمانا بودن اغلب متغیرهای مدل و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی، در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره مانا و بدون روند باشد. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی قدرت و اعتبار بیشتری در مقایسه با آزمون‌های هم انباشتگی مقطعی مجزا داشته و حتی در شرایطی که دورهٔ زمانی کوتاه و اندازهٔ نمونه کوچک باشد، قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی، ۲۰۰۵). در این مطالعه، برای اطمینان از هم‌انباشتگی متغیرها، از آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتای پدرونی[1] (۱۹۹۷، ۱۹۹۹) استفاده می‌شود. آزمون‌های پیشنهاد شده توسط وی، طوری هستند که ناهمگنی‌های موجود بین کشورها را در نظر می‌گیرند. فرضیهٔ صفر در این آزمون بیان می‌کند که در هر مقطع (کشور)، متغیرهای آن هم‌انباشته نیستند. فرضیه مقابل فرضیه صفر نیز، اشاره به این دارد که برای هر کشور، یک بردار هم‌انباشتگی وجود دارد. یکی از خصوصیات خوب این آزمون، این

1. Panel Co-integration Test

است که لزومی ندارد این بردارها، برای تمام مقاطع، یکسان باشند؛ زیرا بردارهای هم‌انباشتگی اکیداً همگن نیستند. پدرونی هفت آمارهٔ هم‌انباشتگی پانل را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها، مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی[1] (درون‌کشوری) و سه نوع دیگر نیز، مبتنی بر رویکرد بین گروهی[2] یا همان بین کشوری است. پدرونی[3] (۱۹۹۹) در ارتباط با هم انباشتگی بیان می‌کند که با فرض وجود N مقطع (کشور)که هر کدام از آن‌ها M رگرسور و T مشاهده دارند، می‌توان مدل بلندمدت را به‌صورت زیر نوشت:

(۱۰)

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta_{1i} X_{1,it} + \beta_{2i} X_{2,it} + \ldots + \beta_{mi} X_{m,it} + \varepsilon_{it}$$
$$t = 1, \ldots, T \qquad i = 1, \ldots N$$

معادلهٔ ۱۰ نشان می‌دهد که کلیهٔ ضرایب و به‌تبع آن بردارهای هم‌انباشتگی، در بین مقاطع، تغییر می‌کند و از این رو، مدل ناهمگنی[4] بین مقاطع را در نظر می‌گیرد.
نتایج آزمون هم‌انباشتگی در وضعیت عرض از مبدأ و روند در جدول ۲ براساس شاخص اول تعمیق مالی (نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی(درصدی از GDP)) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی- گروه مشاهدات کل نمونه

آماره های درون‌گروهی	Statistic	آماره های بین‌گروهی	Statistic
Panel v- Statistic	۲/۵۸(۰/۰۰)	-	-
Panel rho- Statistic	۳/۳۳(۰/۹۹)	Group rho- Statistic	۵/۲۲(۱/۰۰)
Panel PP- Statistic	-۱/۸۴(۰/۰۳)	Group PP- Statistic	-۳/۳۳(۰/۰۰)*
Panel ADF- Statistic	-۳/۲۴(۰/۰۰)	Group ADF- Statistic	-۴/۷۵(۰/۰۰)*

** و * بیانگر معنی داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۵ درصد و ۹۹ درصد است.
مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Within-Dimension
2. Between-Dimension
3. Pedroni
4. Heterogeneity

نتایج آزمون پدرونی برای کل نمونه نشان می‌دهد، براساس مؤلفه درون‌گروهی آماره‌های (ADF, PP, V)، هم‌انباشتگی متغیرها رد نمی‌شود و همچنین، براساس دو آماره، مؤلفهٔ بین گروهی (Group ADF, Group PP) فرضیهٔ صفر آزمون، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی متغیرها، رد شده و به‌عبارت‌دیگر متغیرها در سطح بین‌کشوری؛ در بلندمدت، هم جمع بوده و رابطهٔ بلندمدت بین آنها وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر، نتایج حاکی از آن است که هر چند ممکن است خود این متغیرها دارای روندی تصادفی بوده باشند، اما در طول زمان، یکدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند؛ به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها باثبات است. پس از تأیید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد.

در مدل‌های پانل پویا، به علت ظاهر شدن وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی، برآوردگرهای OLS ناسازگار و اریب بوده و باید روش‌های برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) آندرسون و هشیائو یا گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) (آرلانو و بوند[1]، ۱۹۹۱) را به‌کار گرفت. برآورد 2SLS ممکن است، به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب بدست دهد و برآوردها، از لحاظ آماری، معنی‌دار نباشد. بنابراین روش GMM توسط آرلانو و بوند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (آرلانو و بوند، ۱۹۹۱). این تخمین‌زن، از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد. درواقع، به‌علت همبستگی وقفهٔ متغیر وابسته با جملهٔ اخلال ($U_{it} = \mu\varepsilon_{it}$) از وقفهٔ متغیر وابسته و وقفهٔ سایر متغیرها، به عنوان ابزاری برای وقفهٔ متغیر وابسته، باتوجه‌به شرایط گشتاورهای تعمیم یافته GMM زیر، استفاده می‌شود.

(۱۱)

$$E\left[FD_{i,t-s}(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1})\right]=0 \quad For \quad s\geq 2, \quad t=3,4,....,T$$
$$E\left[X_{i,t-s}(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1})\right]=0 \quad For \quad s\geq 2, \quad t=3,4,....,T$$

که در آن $X_{i,t-s}$ بردار متغیرهای توضیحی است. سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم‌همبستگی سریالی جملات خطا و اعتبار ابزارها بستگی دارد که

1. Arellano and Bond

می‌تواند به‌وسیله آزمون سارگان[1] مورد بررسی قرار گیرد. عدم رد فرضیهٔ صفر آزمون مذکور، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین‌زنندهٔ GMM سازگار است، اگر همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول وجود نداشته باشد(آرلانو و بوند، ۱۹۹۱).

نتایج برآورد مدل تصریحی، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) n مرحله‌ای با به‌کارگیری شاخص‌های نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) و نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان معیارهای تعمیق مالی، به‌ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل به روش GMM n مرحله‌ای(متغیر وابسته: تعمیق مالی (FD_1)

متغیرهای توضیحی	کل کشورها		کشورهای توسعه یافته		کشورهای در حال توسعه	
	ضرایب	p-val	ضرایب	p-val	ضرایب	p-val
وقفهٔ تعمیق مالی (FD_1)	۰/۸۶	۰/۰۰	۰/۸۷	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۰۰
آزادی حساب سرمایه	۱/۹۴	۰/۰۰	۵/۳۸	۰/۰۰	۰/۴۱	۰/۰۰
سطح اولیهٔ خالص حساب سرمایه	۰/۰۴	۰/۰۶	-۰/۱۸	۰/۱۲	-۰/۴۳	۰/۰۰
آزادی تجاری	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۰۰
بحران بانکی	-۶/۶۸	۰/۰۰	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱/۹۱	۰/۵۸
نرخ ارز رسمی	۰/۰۰۵	۰/۰۰	-۰/۰۴	۰/۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰
J-Statistics	۵۸/۴۱		۲۵/۹۰		۰/۳۱	
Sargan Test P-Val	۰/۴۶۰		۰/۴۱۲		۰/۴۵۶	
Instrument Rank	۶۴		۳۱		۳۲	

آماره t داخل پرانتز بوده و علامت‌های *و ** بیانگر معنی‌داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۹ درصد و ۹۵ درصد است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Sargan Test Statistics

مدل بالا از شاخص اول متغیر وابسته (تعمیق مالی)، یعنی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) به‌دست آمده است. سطح معنی‌داری آزمون سارگان، برای کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب برابر ۰/۴۶۰، ۰/۴۱۲ و۰/۴۵۶ است. بنابراین فرضیهٔ صفر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری استفاده‌شده با پسماندها رد نشده و اعتبار متغیرهای ابزاری و سازگاری برآوردگشتاورهای تعمیم‌یافته تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل به روش n GMM مرحله‌ای (متغیر وابسته: تعمیق مالی (FD_2)

متغیر	کل کشورها		کشورهای توسعه یافته		کشورهای در حال توسعه	
	ضرایب	p-val	ضرایب	p-val	ضرایب	p-val
وقفهٔ تعمیق مالی (FD_2)	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۷۱	۰/۰۰	۰/۷۲	۰/۰۰
آزادی حساب سرمایه	۱/۰۵	۰/۰۰	۲/۲۶	۰/۰۰	۰/۲۹	۰/۰۰
سطح اولیهٔ خالص حساب سرمایه	۰/۱۴	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۶۷
آزادی تجاری	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/۰۱۳	۰/۱۷
بحران بانکی	۱/۲۲	۰/۰۰	۳/۳۹	۰/۰۱	-۴/۵۸	۰/۰۰
نرخ ارز	۰/۰۰۲	۰/۰۰	-۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۲۳
J-Statistics	۴۹/۴۰		۱۸/۹۱		۲۶/۱۴	
Sargan Test P-Val	۰/۳۳۸		۰/۳۷۳		۰/۳۹۹	
Instrument Rank	۵۲		۲۲		۳۱	

آماره t داخل پرانتز بوده و علامت *و ** بیانگر معنی‌داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۹ درصد و ۹۵ درصد است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

در جدول بالا، از شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص تعمیق مالی استفاده شده است. طبق آمارهٔ سارگان برای کل نمونه و کشورهای توسعه یافته و درحال‌توسعه، اعتبار ابزاری و سازگاری تخمین‌زننده GMM تأیید می‌گردد.

همچنین جدول (۵) نتایج هم‌گرایی مالی را در هر دو متغیر وابسته، یعنی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) و شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی برای کل نمونه و گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج هم‌گرایی مالی

مدل	کل نمونه		کشورهای توسعه‌یافته		کشورهای درحال‌توسعه	
	ضریب هم‌گرایی	سرعت هم‌گرایی	ضریب هم‌گرایی	سرعت هم‌گرایی	ضریب هم‌گرایی	سرعت هم‌گرایی
مدل (۱)	۰/۸۶	۰/۱۴	۰/۸۷	۰/۱۳	۰/۸۱	۰/۱۹
مدل (۲)	۰/۷۲	۰/۲۸	۰/۷۱	۰/۲۹	۰/۷۲	۰/۲۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

به‌طور کلی، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که هر واحد افزایش در آزادسازی حساب سرمایه، منجر به افزایش در تعمیق مالی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی کشورها می‌شود که به‌ترتیب، برای کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه۱/۹۴، ۵/۳۸، ۰/۴۱ است. با در نظرگرفتن این نکته که عمدهٔ کشورهای درحال‌توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته از کیفیت نهادی پایین‌تر به‌ویژه در بخش مالی و عدم تعادل‌های اساسی در اقتصاد کلان روبه‌رو هستند و همچنین از آنجا که در گروه کشورهای درحال‌توسعه بخش خصوصی نقش قابل‌توجهی را در فعالیت‌های اقتصادی در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته ندارند، لذا تأثیر اندک معیار آزادسازی حساب سرمایه بر تعمیق مالی(نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی) در این گروه کشورها، در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته، در نتایج جدول نیز تأیید می‌شود. همچنین نتایج ضریب سطوح اولیه حساب سرمایه در نمونه کشورهای درحال‌توسعه مقدار (۰/۴۳-) بوده و معنی‌دار است؛ ولی در گروه کشورهای توسعه‌یافته، ضریب سطح اولیه خالص حساب سرمایه، تأثیر معنی‌داری بر تعمیق مالی

ندارد. نتایج مؤکد بر زیرساخت‌های ضعیف مالی، به‌ویژه در بخش تحرکات بین‌المللی سرمایه و به عبارتی سطح پایین توسعه یافتگی نهادی و قانونی آزادی حساب سرمایه در گروه کشورهای درحال‌توسعه در مقایسه با گروه توسعه‌یافته است. نتیجهٔ مهم دیگر اینکه بحران بانکی بر تعمیق مالی در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته اثر منفی داشته که به‌ترتیب برابر۶/۶۸- و۳/۷۰- است و در کشورهای درحال‌توسعه اثر معنی‌دار ندارد. نتیجه مؤکد این است که، باتوجه‌به نقش حقیقی و واقعی بخش بانکی، به‌ویژه در اقتصاد کشورهای توسعه‌یافته، بحران بانکی و بنابراین بی‌ثباتی بانکی، منجر به تضعیف هرچه بیشتر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و به‌عبارتی کاهش شاخص تعمیق مالی می‌شود. نرخ ارز بر کل نمونه اثر مثبت داشته (۰/۰۰۵) ولی به تفکیک در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب به میزان ۰/۰۴- و ۰/۰۰۲- اثر منفی بر نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و شاخص تعمیق مالی دارد. نتیجهٔ دیگر این‌که ضریب شاخص آزادی تجاری، به لحاظ آماری، مثبت و معنادار است. به‌طوری‌که هر واحد افزایش آزادی تجاری در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب به میزان ۰/۰۹، ۰/۱۱ ، ۰/۰۱ منجر به افزایش نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی، به‌عنوان شاخص تعمیق مالی می‌شود. همچنین نتایج جدول ۴ نیز نشان می‌دهند که آزادسازی حساب سرمایه، اثر مثبت معنی‌داری بر گسترش حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی و ارتقای تعمیق مالی دارد. بحران بانکی بر تعمیق مالی کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته اثر مثبت به میزان ۱/۲۲ و ۳/۳۹ واحد بر تعمیق مالی (نسبت حجم پول در گردش) دارد؛ ولی در گروه کشورهای درحال‌توسعه یافته اثر منفی (۴/۵۸-) بر تعمیق مالی دارد. نرخ ارز نیز بر کل نمونه، به‌ترتیب به میزان۰/۰۰۲ و ۰/۲۳ اثر مثبت دارد و در کشورهای توسعه‌یافته، به اندازهٔ ۰/۰۵، اثر منفی می‌گذارد. نتایج دیگر مدل در مورد شاخص آزادی تجاری مثبت و معنادار است و افزایش هر واحد آزادی تجاری در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب، به اندازهٔ ۰/۰۹، ۰/۱۱ ، ۰/۰۱ بر حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی، که به‌عنوان شاخص دوم تعمیق مالی است، تأثیر مثبت می‌گذارد و در مورد خالص حساب سرمایه در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به ترتیب ۰/۱۴، ۰/۱۲، ۰/۱۳، تأثیر مثبت بر تعمیق مالی دارد.

نتایج جداول، به ویژه معیار نسبت اعتبارات اعطایی بر بخش خصوصی به عنون معیار اول تعمیق مالی، در صورت مقایسه در گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته،

نشان‌دهندهٔ نقش بخش خصوصی در فرایند تعمیق مالی است؛ بدین صورت که بخش مالی به‌وسیلهٔ بخش خصوصی بزرگ و پویا، که منجر به انتقال جریان‌های سرمایه‌ای درآمدی به سرمایه‌گذاری‌های پربازده می‌شود، پشتیبانی و پی‌ریزی‌نشود، ممکن است منجر به تعمیق مالی ناشی از آزادسازی حساب سرمایه نیز نشود که این امر، به‌ویژه باتوجه‌به ضریب پایین شاخص مذکور در کشورهای درحال‌توسعه، کاملاً مشهود است. همچنین، نتایج ضریب سطوح اولیه حساب سرمایه نشان می‌دهد که اثر مثبت ارتقای آزادی حساب سرمایه بر تعمیق مالی، منوط به توسعه‌یافتگی نهادی و قانونی آزادی حساب سرمایه، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه است. به‌عبارتی‌دیگر، در صورت ارتقای کارا و قوی نهادها و زیرساخت‌های مالی، می‌توان باافزایش جریان حساب سرمایه بین کشوری، به‌ویژه در گروه کشورهای درحال‌توسعه، منجر به ارتقای نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی شود.

همچنین، همان‌طورکه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، قدر مطلق ضریب متغیر وابسته با وقفه نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) در کل نمونه و گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، به‌ترتیب برابر (۰/۸۶، ۰/۸۷، ۰/۸۱) است که مقدار همهٔ آنها کوچک‌تر از یک است و نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی مالی در این کشورها است. در مدل دوم نیز، قدرمطلق ضریب متغیر وابسته با وقفهٔ شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب برابر (۰/۷۲، ۰/۷۱، ۰/۷۲) است که کوچک‌تر از یک و نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی است. برای محاسبهٔ سرعت هم‌گرایی، کافی است ضریب متغیر وابسته با وقفه را از یک کم کنیم؛ همان‌طورکه مشاهده می‌شود، در مدل با متغیر وابسته، نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) برای کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه سرعت هم‌گرایی، به ترتیب برابر ۰/۱۹، ۰/۱۳، ۰/۱۴ است. همچنین، همان‌طورکه مشاهده می‌شود، سرعت هم‌گرایی در کشورهای درحال‌توسعه، نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، بیشتر است و نشان‌دهندهٔ این موضوع است که چون در کشورهای درحال‌توسعه سطح سرمایه پایین است، نرخ رشد تعمیق مالی بیشتر بوده و سرعت هم‌گرایی در تعمیق مالی بیشتر است. سرعت هم‌گرایی برای شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی در کل نمونه و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به‌ترتیب برابر ۰/۲۸، ۰/۲۹، ۰/۲۸

ا ست و ن شان می‌دهد که سرعت هم‌گرایی در شاخص دوم تعمیق مالی (شاخص نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی) به نسبت بیشتر است و در هر دوره، به میزان بیشتری از عدم تعادل کوتاه مدت، جهت دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد.

جمع‌بندی (نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی)

درمجموع، باتوجه‌به این که تأثیرگذاری مثبت معیار آزادسازی حساب سرمایه بر نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان معیار اول تعمیق مالی، در گروه کشورهای درحال‌توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته کمتر است و نیز سطوح اولیه حساب سرمایه در این کشورها به‌طور معنی‌داری منفی می‌باشد؛ این نتایج نشانگر ضعف زیرساخت‌های مالی، مخصوصاً در بخش تحرکات بین‌المللی سرمایه و سطح پایین توسعه‌یافتگی نهادی و قانونی آزادی حساب سرمایه در این گروه از کشورها در مقایسه با گروه کشورهای توسعه‌یافته است. به‌طوری‌که اثر مثبت ارتقای آزادی حساب سرمایه بر تعمیق مالی، در صورت ارتقای کارآ و مناسب نهادها و زیرساخت‌های مالی، می‌تواند با افزایش جریان حساب سرمایه بین کشوری، به‌ویژه در گروه کشورهای درحال‌توسعه، منجر به ارتقای نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی شود.

علاوه بر این‌ها، نتایج نشان می‌دهند که بی‌ثباتی و بحران بانکی، نرخ ارز و شاخص آزادسازی تجاری بر این نوع تعمیق مالی اثر معنی‌داری دارند. همچنین، آزاد سازی حساب سرمایه، بحران بانکی، نرخ ارز و شاخص آزادی اقتصادی بر نسبت حجم پول در گردش به تولید ناخالص داخلی اثر معنی‌داری دارد.

با ملاحظهٔ نقش بخش خصوصی در فرایند تعمیق مالی، به‌ویژه معیار نسبت اعتبارات اعطایی بر بخش خصوصی به عنوان معیار اول تعمیق مالی، تازمانی‌که بخش مالی به‌وسیلهٔ بخش خصوصی بزرگ و پویا که منجر به انتقال جریان‌های سرمایه‌ای درآمدی به سرمایه‌گذاری‌های پربازده می‌شود، پشتیبانی و برنامه‌ریزی نشود، ممکن است منجر به تعمیق مالی ناشی از آزادسازی حساب سرمایه نیز نشود که این امر، به‌ویژه با توجه به ضریب پایین شاخص مذکور در کشورهای درحال‌توسعه، کاملاً مشهود است.

در مورد هم‌گرایی مالی نیز، با ملاحظهٔ اینکه مقدار قدر مطلق ضریب متغیر وابسته با وقفه نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی ازGDP) و مدل دوم نیز در

کل نمونه و گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته کمتر از یک است؛ بنابراین هم‌گرایی مالی در هر دو مدل، تأیید می‌گردد. همچنین سرعت هم‌گرایی در مدل اول در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است و بیانگر آن است که چون در کشورهای درحال‌توسعه، سطح سرمایه پایین می‌باشد، نرخ رشد تعمیق مالی بیشتر بوده و سرعت هم‌گرایی در تعمیق مالی بیشتر است؛ به‌طوری‌که این سرعت در شاخص دوم تعمیق مالی به نسبت بیشتر است و در هر دوره، به میزان بیشتری از عدم تعادل کوتاه‌مدت، جهت دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد.

در پایان و بر اساس نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد:

باتوجه‌به تاثیر مثبت و معنی‌دار آزادسازی حساب سرمایه بر تعمیق مالی پیشنهاد می‌گردد که برای تعمیق مالی بیشتر، محدودیت های غیرضروری جریان آزاد سرمایه به حداقل رسیده و در نتیجه، مسیر برای ورود سرمایه‌گذاری‌های‌خارجی به کشور مهیا گردد که این امر می‌تواند برای کشورهای درحال‌توسعه، که نیازمند منابع سرمایه‌اند، اهمیت قابل‌توجهی داشته باشد.

باتوجه‌به تأثیر مثبت و معنی‌دار آزادی تجاری بر تعمیق مالی کشورهای توسعه‌یافته و معنی‌دار نبودن آن در کشورهای درحال‌توسعه، پیشنهاد می‌گردد که آزادسازی تجاری در کشورهای درحال‌توسعه با احتیاط بیشتری صورت پذیرد. زیرا آزادسازی تجاری به منظور تعمیق مالی، می‌تواند پیامدهای منفی داشته باشد؛ ازجمله کاهش فروش و تولید عرضه‌کنندگان داخلی، به دلیل توان پایین رقابت آنها در مقایسه با رقبای خارجی.

منابع

امامی میبدی، مریم، صامتی، مجید، شریفی‌رنانی، حسین (۱۳۹۸). «نقش سیاست‌های مالی برشکل‌گیری هم‌گرایی اقتصاد ایران در شرایط تعهدی». *اقتصاد و الگو سازی*، ۱(۴): ۱۳۸-۱۱۵.

پورکاظمی، محمد حسین (۱۳۷۹). *ریاضیات عمومی و کاربردهای آن*. تهران: انتشارات نی.

رفعت، منیره (۱۳۹۷). «یکپارچگی مالی و نقش آن در هم‌گرایی درآمد سرانه، مطالعهٔ موردی: ایران و کشورهای درحال‌توسعه». *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۸(۳۱): ۱۳۴-۱۲۳.

صدیقی، زهرا، طهرانچیان، امیرمنصور و گیلک حکیم آبادی، محمد تقی (۱۳۹۷). «مقایسه تأثیر ادغام مالی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه منتخب: شواهد تجربی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته». *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۴(۱): ۲۵-۹.

متفکر آزاد، محمد علی، رنجپور، رضا، کریمی، زهرا و غلامی حیدریانی، لیلا (۱۳۹۳). «بررسی هم‌گرایی اقتصادی استان‌های ایران طی سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۷ با استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد پانل». *پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان (پژوهشنامهٔ علوم اقتصادی)*، ۱۰ (۱۹): ۱۶۸-۱۴۱.

نیکپور، بهمنی، مجتبی، جلایی، سیدعبدالمجید و نجاتی، مهدی (۱۳۹۸). «بررسی هم‌گرایی مالی ایران و کشورهای عضو اوپک کاربرد روش فیلیپس- سول». *فصلنامهٔ اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۶): ۹۵-۱۲۶.

Abiad, A., Oomes N., &. Ueda, K. (2008). The quality effect: Does financial liberalization improve the allocation of capital?. *Journal of Development Economics*, 87(2), 270-282.

Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. V. (2005). Financial Development and the Instability of Open Economies. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1077-1106.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carol evidence and application to employment equation. *Review of Economic Studies*, 58(2), 117-142.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel data. John wiley and sons Inc, (Eds). New York, USA.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, 100(2), 223-251.

Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, instiutions, and interactions. *Journal of development economics*, 81(1), 163-192.

Creel, J. (2018). *Convergence in EMU: What and How?*. DIRECTORATE-GENERAL FOR INTERNAL POLICIES OF THE UNION ECONOMIC GOVERNANCE SUPPORT UNIT.

Eichengreen, B., Gullapalli, R. & Panizza, U. (2011). Capital Account Liberalization, Financial Development and Industry Growth: A Synthetic View. *Journal of International Money and Finance*, 30(6), 1090–1106.

Gáspár, A. (2012). Convergence analysis: a new approach. Published in: Crisis Aftermath: Economic policy changes in the EU and its Member States. Conference Proceedings, Szeged, University of Szeged, 9, 382-390.

Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional Effects of Globalization in Developing Countries. *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39-82.

Kuznetsova, N., & Pisarenko, Zh. (2016). Financial Convergence Analysis: Implication for Insurance and Pension Markets. *Verslas Teorija ir Praktika*, 17(2), 89-100.

Laeven, L., & F. Valencia, F. (2012). Systemic banking crises database: An update. IMF Working Paper.

Parikh, A., & Shibata, M. (2004). Does trade liberalization accelerate convergence in per capita incomes in developing countries?. *Journal of Asian Economics*, 15(1), 33-48.

Pedroni, P. (1997). Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis: new Results. Indiana University. Working Paper in Economics.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(1), 653-670.

Romer. D. (2006). Advanced Macroeconomics. 3rd Edition, McGrawHill, New York.

Rysin, V., Galenko, O., Duchynska, N., & Kara, N. (2021). Financial Convergence as a Mechanism for Modifying Sectors of the Global Financial Services Market. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(1), 65-73.

Summers, L. (2000). International financial crises: causes, prevention and cures. *American Economic Review*, 90(2), 1-16.

Trabelsi, M., & Cherif, M. (2016). Capital account liberalization and financial deepening: does the private sector matter?. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 1(64), 141-151.