فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۹/ صفحات ۱۳۸-۱۱۷

پیش‌بینی احتمال وقوع بحران‌های بانکی سیستماتیک در کشورهای منتخب در حال توسعه (رویکردی از مدل لاجیت چندگانه)[1]

محمدرضا عسگریان

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، Asgarian2@khuisf.ac.ir

سعید دائی کریم زاده*

دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، karimzadeh@khuisf.ac.ir

حسین شریفی رنانی

دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، H.sharifi@khuisf.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۰/۲۹

چکیده

هدف مقاله حاضر پیش‌بینی احتمال وقوع بحران‌های بانکی سیستماتیک در کشورهای منتخب در حال توسعه است، تا بدین وسیله سیاست‌گذاران اقتصادی کشورها توان بررسی و مقابله با این بحران را پیدا کرده و احتمال وقوع آن را کاهش دهند. بدین منظور ۳۷ کشور در حال توسعه انتخاب و با استفاده از مدل لاجیت دوگانه و چندگانه به برآورد احتمال وقوع بحران بانکی برای کشورهای منتخب طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۴ پرداخته شد. نتایج حاصل از برآوردها حاکی از آن بود که در مدل لاجیت چندگانه نسبت به لاجیت دوگانه، درصد دوره‌های بحرانی پیش‌بینی شده صحیح بیشتر است و مدل لاجیت چندگانه مناسبت‌تر می‌باشد. نتایج حاصل از مدل لاجیت چندگانه حاکی از اثر مثبت متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره واقعی و روابط تجاری و اثر منفی متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، تولید سرانه و جریان سرمایه و نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید بر احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد بررسی می‌باشد. از طرفی نسبت پول گسترده به ذخایر، پیش بینی کننده خوبی برای احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد بررسی نبوده است.

واژه‌های کلیدی: بحران بانکی سیستماتیک، سیستم هشدار زودهنگام، لاجیت چندگانه.

طبقه‌بندی JEL: F30، D80, E60، D50، C80، C24، G20.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول است.

* نویسنده مسئول

۱-مقدمه

بحران بانکی یکی از انواع بحران مالی است که در آن بانک‌ها با هجوم ناگهانی سپرده-گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان مواجه می‌شوند، که به این پدیده هجوم بانکی[1] می-گویند. از آن‌جا که بانک‌ها اغلب سپرده‌های نقدینه خود را به صورت وام‌های بلندمدت پرداخت می‌کنند، در صورت مواجه شدن با هجوم بانکی، از یک‌سو، با هجوم سپرده-گذاران برای خروج سپرده‌ها روبه‌رو می‌شوند و از سوی دیگر، با حجم بالای مطالبات معوق و دارایی‌های با درجه نقدشوندگی پایین مواجه می‌شوند، که این وضعیت، بانک‌ها را با ورشکستگی مواجه می‌کند. به مجموعه شرایط یادشده، بحران بانکی می‌گویند. هرگاه چنین وضعیتی از یک بانک به بانک‌های دیگر سرایت کند، در اصطلاح بحران سیستماتیک[2] نامیده می‌شود (شجری و محبی‌خواه[3]، ۱۳۸۹). بحران بانکی، جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست کرده و امکان ورشکستگی بنگاه-های بخش حقیقی را افزایش داده و می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد. لذا مطالعه بحران‌های بانکی، عوامل مؤثر بر آن‌ها و پیش‌بینی وقوع این بحران‌ها می‌تواند اقتصادها را در حفظ ثبات مالی، که از مهمترین اهداف آن‌هاست، یاری رساند. بنابراین وقوع بحران در این بخش می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد. بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه (هم‌چون ایران) به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس‌تری در خصوص تأمین مالی برخوردارند. اکثر مطالعات انجام شده در مورد بحران‌های بانکی به پیش‌بینی احتمال وقوع این بحران‌ها در مجموعه‌ای از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به صورت توأمان پرداخته‌اند، که با توجه به ویژگی‌های متفاوت این دو دسته از کشورها نمی‌تواند نتایج مختص کشورهای در حال توسعه فراهم آورد. از طرفی در اکثر مطالعات پیشین احتمال وقوع بحران بانکی تنها برای یک دوره (دوره قبل از وقوع بحران) پیش‌بینی شده است. مقاله حاضر با به کارگیری سیستم هشدار اولیه EWS[4] بحران‌های بانکی را با استفاده از یک روش جدید بررسی می‌کند. بدین منظور از روش لاجیت چندگانه[5] به منظور پیش‌بینی احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای منتخب در حال توسعه (که ایران نیز یکی از آن‌هاست)،

---

[1] Bank Run
[2] Systemic Banking Crises
[3] Shajari & Mohebikhah (2010)
[4] Early Warning System
[5] Multinomial Logit

استفاده می‌شود. استفاده از مدل لاجیت چندگانه نسبت به پیشبینی مدل‌های لاجیت دوگانه[1]، به دلیل این‌که می‌تواند به شکل آشکاری تعداد هشدارهای اشتباه را کاهش دهد، مفید است.

مقاله حاضر در ۶ بخش تهیه شده است. در بخش دوم به ادبیات موضوع، در بخش سوم مطالعات پیشین، در بخش چهارم به تصریح الگو، در بخش پنجم و ششم به برآورد الگو، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

هجوم بانکی یا فشار مشتریان به بانک موقعیتی است که تعدادی از مشتریان به دلیل ترس از ناتوانی بانک در بازپرداخت سپرده‌هایشان بهطور کامل یا در لحظه، درخواست برداشت سپرده می‌نمایند (لیون و والنسیا[2]، ۲۰۰۸). در این شرایط بانک مجبور می‌شود دارایی‌های نقد خود را با تبدیل دارایی‌های غیرنقدی به نقد افزایش دهد که موجب تشدید خسارت به بانک می‌شود، و بانک‌ها ممکن است به سمت ورشکستگی پیش روند (احمدیان و کیانوند[3]، ۱۳۹۳). تبعات این بحران‌ها را می‌توان در چهار دسته: ۱-افت تولید، ۲-هزینه مالی بحران، ۳-افزایش بدهی عمومی و ۴-هزینه‌های اعتباری از جمله رشد وام‌های غیرقابل بازگشت، تقسیم کرد. بحران‌های مالی (از جمله بحران بانکی) موجب ورود اقتصاد به دوره رکود می‌شود، اما رکودی که در اثر این بحران ایجاد می‌گردد، معمولاً عمیق‌تر و طولانی‌تر از رکود متعارف در ادوار تجاری است. برخی متوسط دوره رکود ناشی از بحران مالی را شش فصل محاسبه کرده‌اند، که دو فصل طولانی‌تر از رکودهای متعارف است (کلئسنز و کوز[4]، ۲۰۱۳). جهت شناسایی بحران‌های بانکی اغلب از دو روش وقایع و شاخص فشار بازار پول و در سال‌های اخیر از روش هشدار زودهنگام استفاده شده است، که به آن‌ها پرداخته خواهد شد.

روش وقایع

در این روش شناسایی بحران‌های بانکی با اتکاء به مشاهدات وقایع قطعی مانند بسته شدن، ادغام، فروش بانک‌ها به نهادهای مالی دیگر یا دولت انجام می‌شود.گسترش هجوم

---

[1] Binary Logit
[2] Laeven & Valencia (2008)
[3] Ahmadian & Kianvand (2014)
[4] Claessens & Kose (2013)

بانکی منجر به مسدود شدن حساب سپرده‌ها، تعطیلات اجباری بانک‌ها در ایام هفته یا ضمانت عمومی‌سپرده‌ها توسط دولت، برای مقابله با بحران می‌شود (دمیرگوک-کونت و دتراگیاچ، ۱۹۹۸). زمانی که این متغیرها به سطح معینی برسند، مشکلات سیستم مالی را هشدار می‌دهند (لیون و والنسیا، ۲۰۱۲). این روش کاستی‌هایی دارد که عبارتند از: ۱-شناسایی بحران بانکی پس از گذشت زمان طولانی پس از وقوع بحران صورت می-گیرد. ۲-وقایعی هم‌چون ملی شدن یا ادغام و تعطیلی اجباری بانک‌ها زمانی که بحران به کل اقتصاد گسترش پیدا کرد، رخ می‌دهند. اما ممکن است دولت‌ها به دلایل سیاسی و اجتماعی در مراحل اولیه بحران به حمایت پنهانی از بانک‌ها بپردازند. یعنی مداخلات سیاسی دولت در ابتدای وقوع بحران ممکن است قابل مشاهده نباشند در نتیجه در این روش تعیین دوره زمانی بحران مشکل است (کاپریو و کلینگبل[1]، ۱۹۹۶).

روش شاخص فشار پول[2]

این روش بر این فرض استوار است که تقاضای کل بخش بانکی برای ذخایر بانک مرکزی به دلیل هزینه فرصت بسیار بالای نگهداری ذخایر، با نرخ بهره کوتاه‌مدت رابطه منفی دارد و به سه دلیل، بحران بانکی با افزایش زیاد تقاضای کل سیستم بانکی برای ذخایر بانک مرکزی همراه است: ۱- افزایش شدید میزان مطالبات معوق که باعث افزایش ریسک نقدینگی در بخش بانکی و افزایش تقاضا برای ذخایر از سوی بانک‌ها جهت حفظ نقدینگی آن‌ها می‌شود. ۲-خروج ناگهانی سپرده توسط سپرده‌گذاران که بانک‌ها را مجبور می‌کند برای تأمین مالی به سمت بازار بین بانکی و بانک مرکزی بروند (ون هاگن و هو[3]، ۲۰۰۶). ۳-مؤسسات مالی، نگهداری سایر دارایی‌های مطمئن‌تر را جایگزین پرداخت وام به مؤسسات دچار مشکل مالی کرده و تمایلی به اعطای تسهیلات نداشته باشند. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود (زارعی و کمیجانی[4]، ۱۳۹۳):

$$MPI_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma_{\Delta\gamma}} + \frac{\Delta r_t}{\sigma_{\Delta r}} \qquad (۱)$$

γ نسبت کل ذخایر نگهداری شده توسط سیستم بانکی به کل سپرده‌های بخش بانکی و $\sigma_{\Delta\gamma}$ انحراف معیار آن، Δ عملگر تفاضل و $\sigma_{\Delta r}$ انحراف معیار نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت است.

---

[1] klingebiel (1996)
[2] Index of Money Market Pressure
[3] Von Hagen & Ho (2006)
[4] Zarei & Komyjani (2015)

سیستم‌های هشدار زودهنگام (EWS)

نسل اول سیستم‌های هشداردهنده زودهنگام توسط کامسنیکی و همکاران[1] (۱۹۹۸)، با استفاده از یک رویکرد علامت‌دهی[2] ارائه شده است. آن‌ها از یک پایگاه داده‌های بزرگ شامل ۱۵ متغیر که در بردارنده موقعیت خارجی، بخش مالی، بخش واقعی، ساختار نهادی و سیاست مالی یک کشور خاص بود، استفاده کرده‌اند. هنگامی‌که شاخص هشداردهنده به حد آستانه مشخصی برسد، وقوع بحران را علامت خواهد داد. تخمین این آستانه در مرکز چنین تحلیل‌هایی قرار دارد و باید به نحوی تعیین شود که نسبت اخلال در علامت‌دهی (NSR[3]) را حداقل کند. برگ و پاتیلو[4] (۱۹۹۹) نسل دوم سیستم‌های هشدار زود هنگام را با استفاده از مدل‌های با متغیر وابسته گسسته (مدل‌های لاجیت و پروبیت[5]) و در مقایسه با روش علامت‌دهی ارائه کرده‌اند. در این مدل‌ها، احتمال وقوع بحران مورد بررسی قرار گرفته و در صورتی که احتمال به حد آستانه معینی برسد، اخطار وقوع بحران صادر می‌شود (فیورتس و کالوتیچو[6]، ۲۰۰۷). ایراداتی نیز بر این مطالعات وارد شده است. به عنوان مثال، مقادیر آستانه‌ای بحران‌هایی که در این مطالعات مورد بررسی قرار گرفته‌اند، به‌طور برونزا و ثابت بوده و هیچ چارچوب آماری رسمی برای بهبود نسبت اخلال به علامت‌دهی ارائه نمی‌شود. همچنین به کارگیری مدل‌های لاجیت و پروبیت، نیازمند یک قضاوت کارشناسی در مورد وقوع یا عدم وقوع بحران هستند. در تلاش برای بهبود این مدل‌ها، بوسییر و فراتشر[7] (۲۰۰۶)، یک EWS لاجیت چندگانه را ارائه نمودند. با این رویکرد، برآورد احتمال بحران از طریق به حداکثر رساندن تابع احتمال راستنمایی به دست می‌آید. بدین منظور اکثر مطالعات از روش اقتصادسنجی لاجیت دوگانه استفاده کرده‌اند که در آن متغیر وابسته فقط دو مقدار (مقدار صفر برای دوره‌های بدون بحران و مقدار یک در طول ۲۴ ماه قبل از

---

[1] Kaminsky et al. (1998)
[2] Signaling Approach
[3] Noise-to-Signal
[4] Berg & Pattillo (1999)
[5] Logit & Probit Model
[6] Fuertes & Kalotychou (2007)
[7] Bussiere & Fratzscher (2006)

بحران بانکی (پیش از بحران) را اختیار می‌کند. احتمال رژیم پیش از بحران برای کشور i در زمان t توسط معادله (۲) نشان داده می‌شود (همدویی[1]، ۲۰۱۶).

$$pr\left(Y_{it}=\frac{1}{X,\beta,\alpha}\right)=\frac{e^{\alpha+\sum_{j=1}^{J}\ \beta_j X_{j,it}}}{1+e^{\alpha+\sum_{j=1}^{J}\ \beta_j X_{j,it}}} \quad (۲)$$

$X_{j,it}$ امین شاخص استفاده شده برای توضیح متغیر Y_{it} می‌باشد. ضرایب β_j با استفاده از روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند. آنچه مدل‌های EWS دوگانه انجام می‌دهند مقایسه مشاهدات قبل از بحران با مشاهدات در دوره آرام و دوره بحران/ پس از بحران است. این موضوع می‌تواند منجر به ایجاد یک تورش شود، زیرا رفتار متغیرهای مستقل در مقایسه با دوره‌های بحران/ بهبود بسیار متفاوت است (همدویی، ۲۰۱۶). دو روش برای مقابله با تورش پس از بحران وجود دارد. اولین مورد این است که تمام مشاهدات بحران/ پس از بحران از داده‌ها حذف شود و سپس مدل استاندارد به صورت دوگانه تخمین زده شود (دمیرگوک-کانت و دترگیاچ[2]، ۱۹۹۸). اما این روش داده‌هایی را که می‌توانند اطلاعات ارزشمندی در مورد رفتار اصول مالی و اقتصادی کلان در طول دوره‌های بهبود ارائه دهند، نادیده می‌گیرد. روش دوم (پیشنهاد شده توسط بوسییر و فراتشر (۲۰۰۶) و گزینه جایگزین ترجیحی این مقاله، روشی با بیش از دو نتیجه است. یک مدل لاجیت چندگانه با سه نتیجه که شامل مقادیر صفر برای دوره‌های بدون بحران، ۱ طی دو سال قبل از شروع بحران، و ۲ در اولین سال بحران بانکی است و احتمالات وقوع بحران به صورت زیر است:

$$pr\left(Y_{it}=\frac{1}{X,\beta,\alpha}\right)=\frac{1}{1+\sum_{r=1}^{2}\ e^{\alpha_r+\sum_{j=1}^{J}\ \beta_{rj}X_{j,it}}} \quad (۳)$$

$$pr\left(Y_{it}=\frac{1}{X,\beta,\alpha}\right)=\frac{e^{\alpha_r+\sum_{j=1}^{J}\ \beta_{rj}X_{j,it}}}{1+\sum_{r=1}^{2}\ e^{\alpha_r+\sum_{j=1}^{J}\ \beta_j X_{j,it}}} \quad (۴)$$

$X_{j,it}$ متغیر jام برای توضیح متغیر Y_{it} و β_j ضرایب برآوردی هستند (همدویی، ۲۰۱۶). از آن‌جا که مدل لاجیت به صورت غیرخطی است، ضرایب به دست آمده صرفاً ارتباط بین متغیرهای توضیحی و مستقل در مدل را نشان می‌دهند و قابل تفسیر نیستند و برای تفسیر نتایج از اثر نهایی متغیرها استفاده می‌شود. در مدل لاجیت دوگانه، اثرات نهایی یا کشش که تغییر در احتمال وقوع بحران به ازای تغییر در متغیرهای توضیحی را محاسبه می‌کند، به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

[1] Hamdaoui (2016)
[2] Demirguc & Detragiache (1998)

$$ME = \frac{\partial F(X_i'\Omega)}{\partial (X_i)} = f(X_i'\Omega)\Omega \quad (۵)$$

X_i متغیر توضیحی iام و f مشتق تابع چگالی تجمعی F است. اگر $Pr_n(i)$ احتمال انتخاب گزینه i توسط فرد n باشد، اثرات نهایی در مدل لاجیت چندگانه به صورت زیر خواهد بود:

$$ME = \frac{\partial (Pr_n(i))}{\partial (X_i)} = Pr_n(i)\Omega_i(1 - Pr_n(i)) \quad (۶)$$

متغیرهای تعیین‌کننده بحران‌های بانکی

چهار گروه از مدل‌های نظری برای توصیف بحران‌های بانکی ارائه شده‌اند. اولین گروه بر عوامل اقتصاد کلان متمرکز است (کالومیریز و ماسون[۱]، ۲۰۰۴)، دومین گروه به تحلیل رفتار سپرده‌گذاران می‌پردازد (دایموند و دیبینگ[۲]، ۱۹۸۳). سومین گروه اشاره به سیکل‌های تجاری، شکست‌های اقتصادی و سیاست‌های وام بانکی دارد (سیهاک و اسچاک[۳]، ۲۰۰۷؛ دمیرگوک-کانت و دتراگیاچ، ۲۰۰۰). آخرین گروه ویژگی‌های بانک را در نظر می‌گیرد که می‌تواند منجر به نابسامانی‌های اقتصاد کلان گردد (هاتچینسون و مک دیل[۴]، ۱۹۹۹). در ادامه به بررسی عوامل مؤثر بر بحران بانکی پرداخته می‌شود.

حساب جاری[۵] :تراز پرداخت‌ها شامل دو حساب جاری و حساب سرمایه است که هر یک به نحوی در بروز و ظهور بحران بانکی مؤثر می‌باشد. کامینسکی و رینهارت[۶] (۱۹۹۹)، نشان دادند که صادرات قبل از وقوع بحران بانکی کاهش یافته و منجر به کسری تراز خارجی می‌شود. سینق[۷] (۲۰۱۱) مدارکی مبنی بر نقش صادرات ضعیف و واردات قوی به عنوان پیش‌بینی کننده‌های بحران‌های بانکی ارائه داد. شواهد نشان می‌دهند که گرفتن منابع مالی از خارج خطرناک‌تر از تکیه بر بخش‌های مازاد داخلی است و احتمال وقوع بحران را افزایش می‌دهد (هاهم و همکاران[۸]، ۲۰۱۳). به عقیده جویس[۹] (۲۰۱۱)، در کشورهای در حال توسعه بدهی خارجی سنگین احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش

[1] Calomiris & Mason (2004)
[2] Diamond & Dybving (1983)
[3] Cihak & Schaeck (2007)
[4] Hutchinson & McDill (1999)
[5] Current account
[6] Kaminsky & Reynhart (1999)
[7] Singh (2011)
[8] Hahm et al. (2013)
[9] Joyce (2011)

می‌دهد، اما سرمایه‌گذاری خارجی و پورتفولیو ممکن است این احتمال را کاهش دهد (همدویی، ۲۰۱۶).

رشد تولید ناخالص داخلی: با توجه به تحقیقات دمیرگوک-کانت و دتراگیاچ (۱۹۹۸ و ۲۰۰۵) و انگکیناند و ویلت[1] (۲۰۱۱)، نرخ رشد اقتصادی در اغلب موارد دقیقاً پیش از یک بحران به کندی افزایش می‌یابد. دیویس و کریم (۲۰۰۸) دریافتند که کند بودن رشد GDP یک سیگنال هشداردهنده و پیشبین بحران است. کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹) دریافتند که رشد اقتصادی به شکل نرمال، ۸ ماه قبل از وقوع بحران بانکی، با سرعتی بالاتر از متوسط رشد می‌کند. درهمان و همکاران[2] (۲۰۱۱) نشان دادند که GDP به شکل نرمال به آرامی فراتر از مسیر خودش در طول آخرین سال‌های پیش از بحران می‌رود (کالومیریز و خان[3]، ۱۹۹۱).

اثر سرانه تولید ناخالص داخلی بر بحران بانکی: به عقیده دیویس و کریم[4] (۲۰۰۸) و دمیرگوک – کانت (۲۰۰۵)، احتمال بیشتری وجود دارد که کشورهای فقیر توسط بحران‌ها آسیب ببینند و عدم برابری درآمد از مشخصات دوران پیش از بحران است. وجود نهادهای رسمی‌ضعیف نیز، احتمال بروز بحران‌های بانکی را افزایش می‌دهد (همدویی، ۲۱۰۶).

درصد تغییرات نرخ ارز واقعی: بحران ارزی یکی از انواع بحران‌های مالی است که وقتی رخ می‌دهد که نرخ ارز مورد هجوم سفته‌بازان قرار می‌گیرد. این امر موجب می‌شود تا کاهش ارزش پول ملی رخ دهد یا مقامات ناگزیر می‌شوند برای دفاع از نرخ موجود، بخش زیادی از منابع ارزی خود را مصرف کنند یا کنترل حساب سرمایه را اعمال نمایند. دیویس و کریم (۲۰۰۸) به این نتیجه دست یافتند که اگر مجموع اعتبارات رشد سریع و نرخ بهره واقعی رشد کندی داشته باشد، درصد تغییرات نرخ ارز می‌تواند از پیش‌بینی‌کننده‌های بحران بانکی باشد. در حالی‌که دمیرگوک کانت و دترگیاچ (۱۹۹۸ و ۲۰۰۵) شواهدی از همبستگی بین درصد تغییرات نرخ ارز و وقوع بحران بانکی در داده‌های پانل متشکل از انواع مختلف کشورها پیدا نکرده‌اند (همدویی، ۲۰۱۶).

---

[1] Angkinand & Willett (2011)
[2] Drehmann et al. (2011)
[3] Calomiris & Kahn (1991)
[4] Davis & Karim (2008)

نرخ تورم: نرخ تورم همواره از شاخص‌های مهم اثرگذار بر تصمیمات سپرده‌گذاران بانکی بوده است. نتایج مطالعه دمیرگوک کانت و همکاران (۲۰۰۵) نشان داد که در دوره‌هایی که رشد پایین و تورم بالا باشد، بحران بانکی رخ می‌دهد.

نسبت پول گسترده به ذخایر بین‌المللی[1]: مطالعات تجربی‌نشان می‌دهند که اثر این متغیر بر وقوع بحران بانکی پیچیده است. برخی شواهد حاکی از اثر مثبت و برخی از اثر منفی و یا بی‌معنی این متغیر بر بحران بانکی اشاره دارند (همدویی، ۲۰۱۶). برخی شواهد حاکی از آن است که در کشورهای آسیایی رشد نسبت پول به ذخایر بین‌المللی در دهه ۱۹۹۰ بر بحران بانکی اثر مثبت داشته است (دیویس و همکاران، ۲۰۱۱). درهمان و همکاران[2] (۲۰۱۱) دریافتند که رشد پول در کشورهای توسعه یافته پیش‌بینی کننده خوبی‌برای احتمال وقوع بحران بانکی نیست. جوردا (۲۰۱۱) دریافت که مقدار پول، چهار سال پیش از وقوع بحران شروع به افزایش می‌کند. اسچولاریک و تایلور[3] (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که نرخ رشد ارقام پولی نسبت به ارقام اعتباری یک پیشبین ضعیف برای بحران است (همدویی، ۲۰۱۶).

نرخ بهره واقعی: نرخ سود بانکی یکی از کلیدی‌ترین متغیرهای سیاست‌گذاری اقتصادی است، که تعیین آن بدون توجه به تحولات سایر بخش‌های اقتصادی می‌تواند منجر به عدم تعادل تمام بخش‌های اقتصادی شود. نرخ بهره بالا نیز به طور مستقیم با ضعیف کردن پایداری و ظرفیت پرداخت بهره بدهی بر پرداخت بدهی بدهکاران تأثیر می‌گذارد. دمیرگوک- کانت و دتراگیاچ (۱۹۹۸ و ۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند که نرخ بالای بهره واقعی به طور سیستماتیک پیش‌بینی‌کننده بحران‌های بانکی است. جوردا و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت چنین قدرت توصیفیای ندارد، اما تفاوت بین رشد اقتصادی و نرخ بهره واقعی چنین قدرتی دارد. بوردو و میسنر[4] (۲۰۱۲) دریافتند که نرخ‌های پایین بهره، چرخه‌های اعتباری را تقویت می‌کند که منجر به بالا رفتن خطر بحران بانکی می‌شود.

---

[1] M2reseves
[2] Drehmann et al. (2011)
[3] Schularick & Taylor (2012)
[4] Bordo & Meissner (2012)

ارتباطات مالی[۱]: تحقیقات اخیر متمرکز بر نقش ارتباط مالی در پیش‌بینی بحران‌های سیستماتیک بانکی است (کاتائو[۲]، ۲۰۱۳ و مینویو[۳]، ۲۰۱۳). بنابراین نیاز به درک بهتری از ساختار و تکامل شبکه‌های مالی است که به عنوان سیستم‌هایی تعریف می‌شوند که متولیان اقتصادی در آن به تنهایی عمل نمی‌کنند، بلکه بیشتر از طریق یک مجموعه پیچیده از تبادلات به هم مرتبطند. گیا و کاپادیا[۴] (۲۰۱۰) و کابالرو[۵] (۲۰۱۵) نشان دادند که با افزایش ارتباط مالی با بخش بانکی، شکنندگی مالی افزایش می‌یابد (همدویی،۲۰۱۶).

از مطالعات مرتبط با موضوع مقاله حاضر می‌توان به مقاله عاطفی‌فر و فتحی[۶] (۱۳۹۹) اشاره کرد که اثربخشی شاخص‌های سلامت مالی به عنوان نمادهای بحران مالی بانکی را بررسی نموده و نشان دادند که ۴ نسبت مالی دارایی نقد به کل دارایی، حقوق صاحبان سهام به کل دارایی، اعتبارات اعطایی به کل سپرده‌های بانکی و تفاضل بدهی‌های جاری از دارایی به کل دارایی در رتبه‌بندی صحیح بانک‌های مورد مطالعه مؤثر هستند. صادقی عمروآبادی و محمودی‌نیا[۷] (۱۳۹۹)، با بررسی وقوع همزمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی در ایران بدین نتیجه دست یافتند که این بحران‌های سه‌گانه بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. ابونوری و همکاران[۸] (۱۳۹۷) نشان دادند که متغیرهای نسبت هزینه به درآمد سیستم بانکی، نسبت اعتبار داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی موجب افزایش احتمال وقوع بحران بانکی می‌شوند و متغیر تورم با احتمال وقوع بحران بانکی رابطه U شکل دارد. سرزعیم[۹] (۱۳۹۶) نیز به همزمانی وقوع انواع بحران‌های بانکی و بحران ارزی دست یافت. زارعی و کمیجانی[۱۰] (۱۳۹۴)، نشان دادند که نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد تسهیلا اعطایی به بخش غیردولتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن و رشد میانگین نرخ بهره

[1] Exposure
[2] Catao (2013)
[3] Minoiu (2013)
[4] Gai & Kapadia (2010)
[5] Caballero (2015)
[6] Atefifar & Fathi (2020)
[7] Dadeghi Amriabadi & Mahmoodinia (2020)
[8] Abu Nouri et al. (2018)
[9] Sarzaim (2017)
[10] Zarei & Komijani (2015)

واقعی تسهیلات بر وقوع بحران بانکی مؤثرند. مشیری و نادعلی[1] (۱۳۹۳) بدین نتیجه دست یافتند که متغیرهای نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی، با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معناداری دارند، و نرخ ارز اثر معناداری بر احتمال ایجاد بحران بانکی ندارد. شجری و محبی‌خواه (۱۳۸۹) نتیجه گرفتند که دو متغیر قیمت سهام و نرخ بهره واقعی معتبرترین شاخص‌ها برای پیش‌بینی بحران پولی می‌باشند.

از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر، مقاله موسدهولیفا و همکاران[2] (۲۰۲۰) است که به بررسی عوامل مؤثر بر بحران بانکی پرداخته و نشان دادند کیفیت مدیریت، نسبت بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت وام به سپرده‌ها بر احتمال وقوع بحران بانکی اثر مثبت دارند. چئونگ و همکاران[3] (۲۰۱۹) با استفاده از روش لجستیک نشان دادند که مدل مورد استفاده در این مقاله تا حدود ۹۰٪ می‌تواند دو سال قبل از تحقق، بحران را پیش‌بینی کند و ۹۵٪ قادر به پیش‌بینی بحران یک سال قبل از وقوع آن است. ایجفینگر و کاراتاس[4] (۲۰۱۹) نیز با استفاده از مدل های باینری لاجیت و پرابیت نشان دادند که بحران‌های بانکی مقدم بر بحرانهای ارزی هستند و بحران‌های ارزی به طور غیرمستقیم بر احتمال وقوع بحران‌های بانکی آینده از طریق شوک‌های خارجی و بازارهای مالی آزاد تاثیر می‌گذارند. همدویی (۲۰۱۶) با استفاده از مدل لاجیت چندگانه بدین نتیجه رسید که تولید سرانه، نسبت پول به ذخایر بین‌المللی و حساب جاری اثر منفی، و نرخ بهره واقعی، درصد تغییرات نرخ ارز، روابط تجاری و جریان سرمایه اثر مثبت بر احتمال وقوع بحران بانکی در دوره قبل از وقوع بحران داشته‌اند. در دوره پس از بحران رشد تولید، اعتبارات داخلی و حساب جاری اثر منفی و نرخ بهره واقعی، روابط تجاری، نسبت پول به ذخایر بین‌المللی و جریان سرمایه اثر مثبت بر احتمال وقوع بحران بانکی داشته‌اند. کاگیانو و همکاران[5] (۲۰۱۴) دریافتند که بحران بانکی در کشورهای کم‌درآمد با رشد اقتصادی پایین، کمبود نقدینگی سیستم

---

[1] Moshiri & Nadali (2014)
[2] Musdholifah et al.
[3] Cheong et al. (2019)
[4] Eijffinger & Karatas
[5] -Caggiano et al. (2014)

بانکی و توسعه ارز خارجی سیستم‌های مالی همراه است. دیویس و کریم (۲۰۱۳) نشان داد که رشد تولید ناخالص واقعی و رابطه مبادله بر بحران بانکی اثرگذارند.

مرور مطالعات پیشین نشان داد که تا کنون مطالعه‌ای که به تحلیل عوامل مؤثر بر احتمال وقوع بحران بانکی در دو دوره قبل و بعد از وقوع بحران، بین کشورهای در حال توسعه که شامل ایران نیز باشد، نپرداخته است و اکثر مطالعات تنها این احتمال را به صورت یک دوره‌ای (قبل از وقوع بحران) و برای مجموعه ای از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته که همگن نیز نیستند، پیش‌بینی کرده‌اند. وجه تمایز این مقاله با سایر مطالعات در تحلیل دو دوره‌ای احتمال وقوع بحران برای کشورهای در حال توسعه است، که تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری‌های مناسب برای دوره‌های مختلف جهت پیشگیری از وقوع بحران بانکی را امکان‌پذیر می‌سازد.

۴- تبیین و برآورد الگو

در این مقاله از مدل زیر برای پیش‌بینی احتمال وقوع بحران بانکی در ۳۷ کشور در حال توسعه[۱] طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۴، به پیروی از همدویی (۲۰۱۶)، استفاده می‌شود:

$$BC_{it} = \Omega_0 + \Omega_1 BC_{it} + \Omega_2 DC_{it} + \Omega_3 GdpPC_{it} + \Omega_4 GdpG_{it} + \Omega_5 kflow_{it} + \Omega_6 BR_{it} + \Omega_7 RD_{it} + \Omega_8 Rir_{it} + \Omega_9 TTrade_{it} + \Omega_{10} Inf_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

i بیانگراندیس نام کشور، t دوره زمانی، Ω_j ضرایب برآوردی، ε_{it} جزء خطای رگرسیون است.BC_{it}[۲] بحران بانکی است که در این مقاله از داده‌های صندوق بین‌المللی پول برای آن استفاده شده است. BD_{it}[۳] نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید که به عنوان متغیر جایگزین برای شاخص ارتباط مالی در نظر گرفته می‌شود و شامل منابع مالی ارائه شده توسط سایر شرکت‌های سپرده‌گذاری به بخش خصوصی است DC_{it}[۴]اعتبار بخش خصوصی به تولید که شامل کلیه اعتبارات بخش‌های مختلف به

---

[۱] کشورهای در حال توسعه مورد مطالعه شامل آلبانی، الجزایر، آنگولا، آرژانتین، ارمنستان، بحرین، بنگلادش، بلاروس، بولیوی، برزیل، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، مصر، هند، اندونزی، ایران، جامائیکا، اردن، کنیا، کویت، لبنان، مالی، مکزیک، نیکاراگوئه، نیجریه، عمان، پاراگوئه، پرو، فیلیپین، رومانی، تاجیکستان، ترکیه، آفریقای جنوبی، تایلند، اوکراین و ویتنام می‌باشند.

[2] Banking Crisis

[3] Bankcredit To Domestic Credit

[4] Domestic Credit

صورت ناخالص، به استثنای اعتبار دولت مرکزی که خالص است. $GdpPC_{it}$[1] تولید ناخالص داخلی سرانه است. $GdpG_{it}$[2] نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است. $Kflow_{it}$[3] جریان سرمایه که شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خالص و سرمایه‌گذاری اوراق بهادار است. BR_{it}[4] نسبت پول گسترده به ذخائر و عبارت از مجموع ارز خارج از بانک‌ها و شامل سپرده‌های تقاضا غیر از سپرده‌های دولت مرکزی، پس‌انداز و سپرده‌های ارزی بخش‌های مقیم غیر از دولت مرکزی، چک‌های بانکی و مسافرتی و سایر اوراق بهادار مانند گواهی سپرده می‌باشد. Rir_{it}[5] نرخ بهره واقعی که عبارت ازاختلاف نرخ بهره اسمی از نرخ تورم انتظاری است. $TTrade_{it}$[6] روابط تجاری که شامل نسبت بین شاخص قیمت‌های صادراتی و شاخص قیمت واردات است که به عنوان متغیر جایگزین برای حساب جاری در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد. Inf_{it}[7] نرخ تورم که در واقع نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است (بانک جهانی[8]، ۲۰۱۲).

RD_{it}[9] درصد تغییرات نرخ ارز واقعی است. در این مقاله به دلیل استفاده از داده‌های سالانه با هدف پیش‌بینی بحران به عنوان یک هدف کوتاه‌مدت جهت محاسبه تغییرات درصد نرخ ارز، به پیروی از همدویی (۲۰۱۶)، از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$RD_{it} = \frac{RE_{it} - RE_{i(t-1)}}{RE_{i(t-1)}} \qquad (۸)$$

RE_{it} نرخ ارز واقعی در زمان t برای کشور iام می‌باشد. داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل از سایت بانک جهانی استخراج شده و بر حسب دلار آمریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ است.

قبل از برآورد الگو لازم است که آزمون مانایی متغیرهای به کار رفته در الگو انجام شود. از آنجا که داده‌ها به صورت تابلویی هستند، به منظور تعیین نوع آزمون مانایی ابتدا باید به انجام آزمون وابستگی مقاطع اقدام شود. برای انجام آزمون مانایی داده‌های تابلویی

---

[1] GDP Per Capita
[2] Gdp Growth
[3] Capital Flow
[4] Broad money Reserves
[5] Real Interest Rates
[6] Termoftrade
[7] Inflation
[8] World Bank (2012)
[9] Real Exchange Rate Deviation

می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[1]، لوین، لین و چو[2]، فیشر[3]، ایم، شین و پسران[4]، هادری[5] و پسران (۲۰۰۷) استفاده کرد (بالتاجی[6]، ۲۰۰۵). نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های الگو برابر با ۷/۸۱۰ بدست آمد ه دارای احتمال ۰/۰۰۰ است. بدین ترتیب با توجه به احتمال آماره آزمون وابستگی مقاطع پسران، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی رد می شود و وابستگی مقطعی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. بدین ترتیب در این مقاله برای بررسی مانایی از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده می‌شود که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج جدول (۱) مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح اهمیت پنج درصد، مانا هستند.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی پسران

نام متغیر	آماره	نام متغیر	آماره
نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید	-۲/۱۸۶ ۰/۰۱۴	روابط تجاری	-۲۳/۵۹۴ (۰/۰۰۰)
نسبت پول گسترده به ذخائر	-۴/۱۳۶ (۰/۰۰۰)	نرخ بهره واقعی	-۱۴/۶۵۲ (۰/۰۰۰)
اعتبار بخش خصوصی به تولید	-۶/۹۶۲ (۰/۰۰۰)	درصد تغییرات نرخ ارز واقعی	-۳۳/۸۶۰ (۰/۰۰۰)
تولید سرانه	-۲/۴۲۱ (۰/۰۰۷)	جریان سرمایه	-۱۴/۱۱۱ (۰/۰۰۰)
رشد تولید	-۱۴/۰۰۸ (۰/۰۰۰)	تورم	-۲۶/۹۹۵ (۰/۰۰۰)

اعداد درون پرانتز بیانگر احتمال آماره هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که بیان شد در روش لاجیت دوگانه متغیر وابسته بحران بانکی عدد صفر (سال‌های بدون بحران) و ۱ (یک سال قبل از وقوع بحران)، و در روش لاجیت چندگانه،

[1] Augmented Dicky Fuller
[2] Levin, Lin, Chu
[3] Fisher
[4] Im, Pesaran And Shin
[5] Hadri
[6] Baltagi

مقدار صفر (دوره آرام)، ۱ (دو سال قبل از وقوع بحران) و ۲ (سال وقوع بحران) را اختیار می‌کند.

جدول (۲): نتایج تخمین الگو به روش لاجیت دوگانه

متغیر	ضریب	احتمال آماره	اثرنهایی
نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید	-۰/۰۰۳۱۲۹	۰/۶۱۲۳	ـــــ
اعتبار بخش خصوصی به تولید	۰/۰۰۵۰۶۲	۰/۵۱۹۲	ـــــ
تولید سرانه	-۰/۰۰۰۱۳۴	۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۰۳۳۴
رشد تولید	-۰/۰۷۹۰۷۰	۰/۰۰۲۸	-۰/۰۱۹۷
جریان سرمایه	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۳	۰/۰۲۹۸	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۳۲۸
نسبت پول گسترده به ذخائر	-۰/۰۳۰۲۹۶	۰/۰۲۲۹	-۰/۰۰۷۶
درصد تغییرات نرخ ارز واقعی	۰/۰۷۲۸۰۳	۰/۲۱۴۵	ـــــ
نرخ بهره واقعی	۰/۰۱۶۴۷۱	۰/۰۵۱۰	۰/۰۰۴۱
روابط تجاری	۰/۰۰۰۰۰۲۸۴	۰/۱۸۶۳	ـــــ
تورم	۰/۰۰۰۶۵۶	۰/۳۶۲۲	ـــــ
عرض از مبداء	-۱/۳۱۲۲۸۵	۰/۰۰۰	
McFadden R-squared	۰/۱۰۵۰۶۶	Log Likelihood	-۳۰۱/۷۹۸۹
H-L/Andrews	۹۲۴ (۰/۵۰۳۱)	LR statistic	۶۳/۴۱۷۵۶ (۰/۰۰۰)

اعداد درون پرانتز بیانگر احتمال آماره هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳): نتایج تخمین الگوی لاجیت چندگانه

متغیر	دوره قبل از بحران، $y_{i,t}=1$		دوره پس از بحران، $y_{i,t}=2$	
	ضریب	اثر نهایی	ضریب	اثرنهایی
نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید	-۰/۰۲۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۴۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۲۴
اعتبار بخش خصوصی به تولید	۰/۰۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۴۲
تولید سرانه	-۰/۰۰۰۰۷۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۰۰۰۳۴۶	-۰/۰۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۰۰۹۹۴
رشد تولید	-۰/۰۲۰ (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۰۶۲	-۰/۰۶۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۶۳
جریان سرمایه	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۸	۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۳۵	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۴۳	۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱

	(۰/۰۰۰)	-۰/۴	(۰/۰۰۰)	-۰/۲۷
نسبت پول گسترده به ذخائر	-۰/۰۱۵ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۰۰۷۱	-۰/۰۱۷۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۱۵
درصد تغییرات نرخ ارز واقعی	-۰/۵۶۵ (۰/۳۹۶)	ـــــ	-۰/۱۱۶ (۰/۱۰۴)	ـــــ
نرخ بهره واقعی	۰/۰۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۱۳۵
روابط تجاری	/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۶ ۰ (۰/۹۹۵)	ـــــ	۰/۰۰۰۰۰۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۰۳۰۶
تورم	۰/۰۰۱۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۸۳	۰/۰۰۱۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۱۴
عرض از مبداء	-۲/۰۲۱ (۰/۰۰۰)		-۱/۳۴۹ (۰/۰۰۰)	
Log likelihood	-۱۵۸۰۷/۸۵۱ (۰/۰۰۰)	McFadden R-squared		۰/۰۶۶۰ (۰/۰۰۰)
آماره LR	۲۲/۲۷			

اعداد درون پرانتز بیانگر احتمال آماره هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تخمین مدل لاجیت دوگانه و چندگانه در جداول (۲) و (۳) نشان می‌دهد که با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره LR، عدم معناداری کل مدل، در هر دو روش رد می‌شود. آماره نسبت درستنمایی[1] در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده و R^2 مک‌فادن که مشابه R^2 رگرسیون‌های معمولی عمل می‌کند، نشان دهنده برازش نسبتاً خوبی از مدل در هر دو روش می‌باشد. از طرفی در مدل رگرسیون لاجیت دوگانه برای خوبی برازش مدل از آزمون‌هاسمر-لمشو/اندروز[2] نیز استفاده می‌شود، که مطابق با جدول (۲) احتمال آماره آن بیشتر از ۰/۰۵ بوده و مدل لاجیت دوگانه از برازش خوبی برخوردار است. همان‌طورکه گفته شد به دلیل غیرخطی بودن مدل لاجیت ضرایب برآوردی قابل تفسیر نیستند و برای تفسیر نتایج از اثرات نهایی استفاده می‌شود. اثرات نهایی متغیرهای معنی‌دار نیز در جداول (۲) و (۳) ارائه شده، که نشان می‌دهد به ازای یک درصد تغییر در متغیرهای مستقل احتمال وقوع بحران بانکی

[1] Log Likelihood
[2] Hosmer-Lemeshow/Andrews

چقدر تغییر کرده است. جدول (۴) نتایج عملکرد مدل را برای روش لاجیت دوگانه و چندگانه نشان می‌دهد.

جدول (۴): عملکرد مدل لاجیت دوگانه و چندگانه

سطح احتمال آستانه ای ۱۰٪		
	لاجیت دوگانه	لاجیت چندگانه
درصد دوره‌های صحیح پیش‌بینی شده	۷۳/۱۲٪	۹۰/۵۴٪
درصد دوره‌های ناصحیح پیش‌بینی شده	۲۶/۸۸٪	۹/۴۶٪

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۴) درصد دوره‌هایی که به طور صحیح (ناصحیح) پیش‌بینی شده‌اند در مدل لاجیت چندگانه نسبت به لاجیت دوگانه بیشتر (کمتر) است و مدل لاجیت چندگانه برای پیش بین بحران‌های بانکی در کشورهای مورد بررسی مناسب‌تر است.

۶-نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

با توجه به مناسب‌تر بودن مدل لاجیت چندگانه نسبت به لاجیت دوگانه، یافته‌های حاصل از لاجیت چندگانه مطابق با جدول (۳) بررسی و پیشنهادات بر اساس آن ارائه می‌شوند.

۱- روابط تجاری بر احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای منتخب در حال توسعه در دوره قبل از بحران اثر معناداری نداشته است، اما در دوره پس از بحران یک درصد افزایش در این متغیر، بحران بانکی را ۰/۰۰۰۰۳۰۶ درصد افزایش داده است. کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹) و سینق (۲۰۱۱) نشان دادند که قبل از وقوع بحران بانکی، صادرات کاهش و واردات افزایش یافته و منجر به افزایش احتمال وقوع بحران بانکی می‌شود. بدین ترتیب بهبود ارتباط با سایر کشورها، حرکت به سمت ایجاد تنوع محصول در امر صادرات و محدود نمودن بخش واردات به کالاهای سرمایه‌ای، دوری از واردات کالاهای تجملی و دارای تولید مشابه در داخل کشورها، می‌تواند موجبات بهبود وضعیت را در کشورهای مورد بررسی فراهم آورد.

۲- یک درصد افزایش در متغیر جریان سرمایه به کاهش ۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۳۵۴ و ۰/۰۰۰۰۰۰۰۱۲۷ درصدی احتمال وقوع بحران در دوره قبل و پس از بحران در کشورهای منتخب منجر شده است. بر اساس نظر جویس (۲۰۱۱) در صورتی‌که جریان سرمایه بر اثر سرمایه‌گذاری خارجی و پورتفولیو افزایش یافته باشد، منجر به کاهش احتمال وقوع بحران بانکی خواهد شد. در حالیکه استقراض از منابع خارجی احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش می‌دهد. بدین ترتیب توصیه می‌شود که سیاست‌هایی اجرا

شود تا اتکاء به استقراض خارجی کاهش یابد و یا حداقل مدیریت مناسبی جهت استفاده بهینه و کارآمد از منابع استقراضی صورت گیرد. اجرای یک برنامه مشخص و هدفمند به منظور حداقل کردن کسری بودجه دولت و بازتر شدن تجارت با بازارهای جهانی ضروری به نظر می‌رسد.

۳- یک درصد افزایش در اعتبار بخش خصوصی به تولید در دوره قبل و پس از بحران منجر به افزایش ۲/۶ درصدی و کاهش ۰/۷ درصدی احتمال وقوع بحران بانکی شده است. به عقیده‌ها هم و همکاران (۲۰۱۳)، گرفتن منابع مالی از خارج به منظور تأمین سرمایه‌گذاری در بخش تولید خطرناک‌تر از تکیه بر بخش‌های داخلی است. افزایش اعتبار بخش خصوصی به تولید که در دوره پیش از بحران منجر به افزایش احتمال وقوع بحران شده، به دلیل خروج منابع مالی بخش خصوصی از بانک‌ها جهت تخصیص آن به تولید رخ داده است. اما در طول زمان این تخصیص منابع به تولید، منجر به سوددهی و افزایش مجدد سپرده‌گذاری در بانک‌ها شده و احتمال وقوع بحران بانکی را در دوره پس از بحران کاهش داده است. بنابراین اجرای سیاست‌هایی که منجر به تسهیل فعالیت‌های بخش خصوصی می‌شود، باید در دستور کار قرار بگیرد. پیشنهاد می‌شود که اقدام به بهینه‌سازی فضای کسب و کار و مقررات‌زدایی صورت گیرد. از طرفی سیاست‌های کاهش سود در بازارهای موازی تولید (همچون ارز، مسکن و طلا) موجب جریان یافتن نقدینگی بخش خصوصی به سمت بخش‌های تولیدی و بازار سهام و منجر به بهبود رشد اقتصادی خواهد شد. البته حذف رانت از این بازارها نباید جزء سیاست‌های کوتاه‌مدت قرار گیرد، زیرا موجب ملتهب شدن بیشتر این بازارها می‌شود.

۴- در دوره قبل و پس از بحران یک درصد افزایش در رشد تولید به ترتیب منجر به کاهش ۰/۰۶۲ و ۰/۶۳ درصدی احتمال وقوع بحران در کشورهای مورد بررسی می‌شود. این نتیجه مبنی بر نظر کالومیریز و گورتن (۱۹۹۱) نشان می‌دهد که کاهش نرخ رشد اقتصادی باعث افزایش مطالبات معوق بانک به دلیل کاهش تولید می‌شود. در نتیجه بانک نمی‌تواند به موقع به خروج سپرده پاسخ دهد. همچنین در دوره قبل و پس از بحران، افزایش یک درصدی تولید سرانه به ترتیب منجر به کاهش ۰/۰۰۰۳۴۶ و ۰/۰۰۰۰۰۹۹۴ درصدی احتمال وقوع بحران بانکی شده است. مطابق با نظر دیویس و کریم (۲۰۰۸) و دمیرگوک–کانت (۲۰۰۵)، احتمال وقوع بحران بانکی با افزایش تولید سرانه کاهش می‌یابد. بنابراین انجام اقداماتی جهت تقویت تولید و رشد اقتصادی، همراه با توزیع عادلانه آن باید در دستور کار دولت‌ها قرار گیرد.

۵- افزایش یک درصدی نرخ تورم، احتمال وقوع بحران را در دوره قبل و پس از بحران به ترتیب ۰/۰۰۸۳ و ۰/۰۱۴ درصد افزایش داده است. بر اساس نظریات دمیرگاک-

کانت و دتراگیاچ (۱۹۹۸) افزایش نرخ تورم باعث کاهش سود واقعی و خروج سپرده‌ها از شبکه بانکی شده و احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش می‌دهد. بنابراین دولت‌ها باید به اقداماتی جهت کنترل تورم در سیاست‌های پولی و مالی، همت گمارند.

۶-یک درصد افزایش در نسبت پول گسترده به ذخایر احتمال وقوع بحران بانکی را در دوره قبل و پس از بحران به ترتیب ۰/۰۷۱ و ۰/۱۵ درصد کاهش داده است. اما همان-طور که در مبانی نظری شرح داده شد، بر اساس نظر همدویی (۲۰۱۶) این متغیر اثرات پیچیده‌ای بر احتمال وقوع بحران بانکی دارد و پیش‌بینی کننده چندان مناسبی نیست.

۷-یک درصد افزایش در نرخ بهره واقعی، احتمال وقوع بحران بانکی در دوره قبل و پس از بحران را به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۱۳۵ درصد افزایش داده است. بر اساس عقیده دمیرگوک- کانت (۱۹۹۸ و ۲۰۰۰) نرخ بهره بالا به طور مستقیم با ضعیف کردن پایداری و ظرفیت پرداخت بهره بدهی، بر پرداخت بدهی بدهکاران تأثیر می‌گذارد. پیشنهاد می‌شود دولت‌ها با برقراری انضباط پولی و تعریف قواعد پولی برای بانک‌های مرکزی در این زمینه اقدام نمایند. به عبارتی نرخ سود سپرده‌ها در نظام بانکی کشورها باید بر اساس مکانیزم عرضه و تقاضا تعیین شود و بانک‌ها بتوانند تحت نظارت صحیح بانک مرکزی، آزادانه در این مورد تصمیم‌گیری کنند.

۸-در دوره قبل و پس از بحران یک درصد افزایش در متغیر نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید به ترتیب منجر به ۰/۱۳۱ و ۰/۰۲۴ درصد کاهش در احتمال وقوع بحران بانکی شده است. این اثر منفی بنا بر عقیده گیا و کاپادیا (۲۰۱۰) و کابالرو (۲۰۱۵) حاکی از عدم ارتباط نزدیک بخش مالی با بخش بانکی در این کشورها است. خصوصی‌سازی از اهداف برنامه توسعه اقتصادی بسیاری از کشورهای جهان است و سیستم بانکی نقش مؤثری در تأمین مالی بخش خصوصی دارد. اما در اعطای اعتبارات و تسهیلات به بخش خصوصی باید به صورت صحیح اعتبارسنجی صورت گیرد و بانک‌ها با رعایت احتیاط در راستای اعطای تسهیلات به مشتریان مناسب و مطمئن بخش خصوصی و ارزیابی طرح‌های پیشنهادی بخش خصوصی به کاهش احتمال وقوع بحران بانکی همت گمارند.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از ..... و ..... برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. ابونوری، اسمعیل، مهرگان، نادر و صفری، نفیسه (۱۳۹۷). شناسایی عوامل مؤثر بر احتمال وقوع بحران‌های سیستم بانکی کشورهای منتخب جهان با استفاده از مدل پانل لاجیت. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۸)، ۳۸-۷.

۲. احمدیان، اعظم و کیانوند، مهران (۱۳۹۳). تأثیر مقررات بانکی بر حاشیه سود بانکی (رهیافت داده‌های ادغامی). *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱(۲۱)، ۲۸-۱۵.

۳. زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۴). شناسایی و پیش بینی بحران‌های بانکی در ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ۹(۱)، ۲۳-۱.

۴. سرزعیم، علی (۱۳۹۶). گونه‌شناسی بحران‌های مالی با تأکید بر بحران‌های بانکی . *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۵(۱۸)، ۲۰۸-۱۸۷.

۵. شجری، پرستو و محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران های بانکی و ترازپرداخت‌ها با استفاده از روش علامت‌دهی KLR (مطالعه موردی: ایران). *پول و اقتصاد*، ۲(۴)، ۱۵۲-۱۱۵.

۶. صادقی عمروآبادی، بهروز و محمودی‌نیا، داوود (۱۳۹۹). وقوع همزمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی (بحران‌های سه‌گانه) در اقتصاد ایران و عوامل تعیین کننده آن در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۳۹، ۲۴۱-۱۸۷.

۷. عاطفی‌فر، علیرضا و فتحی، زاداله (۱۳۹۹). بررسی اثربخشی شاخص‌های سلامت مالی به عنوان نمادهای بحران مالی بانکی با بکارگیری مدل‌های لاجیت چندمتغیره (مطالعه موردی بانک‌های پذیرفته شده در بورس). *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۱(۴۲)، ۲۹-۱.

۸. مشیری، سعید و نادعلی، محمد (۱۳۹۲). شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۴۸)، ۲۷-۱.

1. Abu Nouri, A., Mehregan, N., & Safari., N. (2018). Identifying the factors affecting the probability of crises in the banking system of selected countries using the logit panel model. *Economic Research and Policies*, 26(88), 38-7. (In Persain)

2. Ahmadian, A., & Kianvand, M. (2014). The effect of banking regulations on bank profit margins (integration data approach). Financial Knowledge of Securities Analysis, 1(21), 15-28. (In Persain)

3. Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *journal of International Money and Finance*, *25*(6), 953-973.

4. Bordo, M. D., & Meissner, C. M. (2012). Does inequality lead to a financial crisis?. *Journal of International Money and Finance*, *31*(8), 2147-2161.

5. Berg, A., & Pattillo, C. (1999). Predicting currency crises:: The indicators approach and an alternative. *Journal of international Money and Finance*, *18*(4), 561-586.

6. Caggiano, G., Calice, P., & Leonida, L. (2014). Early warning systems and systemic banking crises in low income countries: A multinomial logit approach. *Journal of Banking & Finance*, *47*, 258-269.

7. Catão, L. A., & Milesi-Ferretti, G. M. (2012). External liabilities and crisis risk. *draft paper IMF*, *28*.

8. Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996, April). Bank insolvency: bad luck, bad policy, or bad banking?. In *Annual World Bank conference on development economics* (Vol. 79).

9. Cheong, C. W., & Ramasamy, S. Bank Failure: A New Approach to Prediction and Supervision.

10.Cihák, M. M., & Schaeck, K. (2007). *Banking competition and capital ratios* (No. 7-216). International Monetary Fund.

11. Calomiris, C., & Mason, J. (2004). How to Restructure Failed Banking Systems: Lessons from the United States in the 1930s and Japan in the 1990s. In *Governance, Regulation, and Privatization in the Asia-Pacific Region* (pp. 375-424). University of Chicago Press.

12.Calomiris, C. W., & Kahn, C. M. (1991). The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. *The American Economic Review*, 497-513.

13.Claessens, M. S., & Kose, M. A. (2013). Financial crises explanations, types, and implications.

14. Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial stability*, *4*(2), 89-120.

15.Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (2000). Monitoring banking sector fragility: a multivariate logit approach. *The World Bank Economic Review*, *14*(2), 287-307.

approach. *The World Bank Economic Review*, *14*, 287-307.

16.Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, *45*(1), 81-109.

17.Drehmann, M., Borio, C. E., & Tsatsaronis, K. (2011). Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates.

18.Eijffinger, S. C., & Karataş, B. (2020). Together or apart? The relationship between currency and banking crises. *Journal of Banking & Finance*, *119*, 105631.

19.Fuertes, A. M., & Kalotychou, E. (2007). Optimal design of early warning systems for sovereign debt crises. *International Journal of Forecasting*, *23*(1), 85-100.
20.hajari, P., & Mohebikhah, B. (2010). Predicting Banking Crises and Balance Sheets Using the KLR Marking Method (Case Study: Iran). *Money and Economics*, 2(4), 115-152. (In Persain)
21. HAHM, J. H., Shin, H. S., & Shin, K. (2013). Noncore bank liabilities and financial vulnerability. *Journal of Money, Credit and Banking*, *45*(s1), 3-36.
22.Hamdaoui, M. (2016). Are systemic banking crises in developed and developing countries predictable?. *Journal of Multinational Financial Management*, *37*, 114-138.
23.Kaminsky, G. (1998). Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress,''International Finance Discussion Paper No. 629, Board of Governors of the Federal Reserve System (October).
24.Laeven, L., & Valencia, F. (2012). Systemic banking crises database: An update.
25.Moshiri, S., & Nadali, M. (2014). Identification of effective factors in the occurrence of banking crisis in the Iranian economy. *Economic Research Journal*, 13(48), 27-27. (In Persain)
26.Minoiu, C., & Reyes, J. A. (2011). A network analysis of global banking: 1978-2009. *IMF Working Papers*, 1-41.
27. Musdholifah, M., Hartono, U., & Wulandari, Y. (2020). Banking crisis prediction: emerging crisis determinants in Indonesian banks. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *10*(2), 124-131.
28.Sarzaim, A. (2017). Typology of financial crises with emphasis on banking crises. *Fiscal and Economic Policies*, 5(18), 187-208. (In Persain)
29.The World Bank Annual Report 2012.
30.Von Hagen, J., & Ho, T. K. (2007). Money market pressure and the determinants of banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, *39*(5), 1037-1066.
31.Zarei, J., & Komijani, A. (2015). Identifying and Predicting Banking Crises in Iran. *Economic Modeling*, 9(1), 1-23. (In Persain)

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۹/ صفحات ۱۶۶-۱۳۹

توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی (مطالعه موردی استان‌های ایران[1])

محمدحسن وکیلی زارچ
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی یزد، Vakili2009@gmail.com
عباس علوی‌راد*
دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی یزد، alavi_rad@yahoo.com
جلیل توتونچی
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی یزد، ja.totonchi@yahoo.com
محمدعلی دهقان‌تفتی
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی یزد، pejohesh.dehghan@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۰۴

چکیده
در مطالعه حاضر به بررسی اثرات توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ و با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) پرداخته شده است. مطابق نتایج تخمین مدل؛ بیکاری و تجارت با نابرابری توزیع درآمد رابطه مثبت دارند. همچنین افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز، توزیع درآمد در استان های کشور را بهتر می‌کند. لیکن، ضریب کوچک این متغیرها، بیانگر تأثیر جزئی آنها بر روی توزیع درآمد است. علامت منفی وقفه نابرابری توزیع درآمد استانی و علامت مثبت شاخص تجارت نیز نشان از افزایش واگرایی درآمدی بین استان‌های شمالی و جنوبی می‌باشد. در این شرایط منابع سرمایه‌گذاری، رشد و تکنولوژی مدرن در معدودی از استان‌های صنعتی متمرکز شده و بسیاری از استان‌های مرکزی و فاقد مرز مشترک با کشورهای دیگر، از فرایند رشد و تجارت محروم مانده و یا به صورت حاشیه ای در آن شرکت می‌کنند که اغلب در تضاد با منافع آنها می‌باشد. همچنین افزایش رقابت و تعداد شعب بانکی نیز توزیع درآمد را بهتر می‌کند، البته تأثیر افزایش این دو متغیر، بیانگر اهمیت بیشتر بخش بانکی در خصوص استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و افزایش تعداد شعب بانکی برای بهبود عدالت اقتصادی در استان‌های کشور می‌باشد. بنابرین رشد و توزیع عادلانه‌تر درآمد باید در تعامل و ارتباط نزدیک با یکدیگر باشد و از این‌رو ((رشد توأم با باز توزیع)) و ((رشد همراه با برابری بیشتر)) می‌باید در دستور کار برنامه‌ریزان کشور قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی، مدل آرلانو و باند و 2SLS.
طبقه‌بندی JEL: F43، D31، C36، C33.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه آزاد یزد است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

افزایش نابرابری یکی از بزرگترین چالش‌های اقتصادی زمان حال است و علل آن به طور فزاینده‌ای توسط سیاست‌گذاران مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. به نظر می‌رسد که توسعه بخش مالی در پیشبرد رشد اقتصادی بسیار مؤثر است (لوین[1]، ۲۰۰۵). توزیع مناسب درآمد می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری، تأثیرگذاری، تخصیص منابع، مشوق‌های نوآوری و سیاست‌های عمومی استان‌ها موثر باشد. سازوکارهایی که توسعه مالی می‌تواند بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد، همچنان موضوع اصلی بحث و گفتگو است (باغچی و سونار[2]، ۲۰۱۵). در دهه‌های اخیر، کشورهای ثروتمند با تغییر قوانین کار به نفع کارگران، ارائه خدمات رفاهی قابل‌توجه به کارگران، افزایش مالیات از صاحبان سرمایه و قشرهای ثروتمند و ارائه انواع بیمه‌های تأمین اجتماعی برای افراد کم درآمد، توزیع درآمد را به عنوان یکی از اهداف مهم اجتماعی خود مورد توجه قرار داده‌اند. در این میان تأثیر توسعه مالی و بخش بانکی، اجرای سیاست‌های پولی به نفع قشرهای کم درآمد، ساختار اجتماعی و اقتصادی استان‌های کشور بر توزیع درآمد که در نظام اقتصادی کشور به عنوان بخش‌های تشکیل‌دهنده حقیقی و مالی اقتصاد است را نمی‌توان نادیده انگاشت. در مطالعه‌ای که توسط دنافریو و همکاران[3] (۲۰۱۹) برای استان‌های ایتالیا انجام پذیرفت، نتیجه گرفتند که توسعه بانکی بر نابرابری درآمد استان‌های جنوبی ایتالیا تاثیر منفی دارد و رابطه بین توسعه بانکی و نابرابری درآمد برای استان‌های صنعتی، ثروتمند و شمالی ایتالیا قابل قبول است و افزایش در توسعه بانکی، نابرابری درآمدی را کاهش داده است. به این معنا که، افزایش توسعه مالی، فقط پس از عبور درآمد از یک آستانه خاص می تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

از طرفی شکل‌گیری و توسعه شتابان شهرهای کوچک و بزرگ در سیاست‌های شهری استان‌های کشور و عدم انطباق آن با مراحل توسعه صنعتی کشور، مشکلات بسیاری را در نظام شهری به وجود آورده است (سلیمی فر[4]، ۱۳۸۷). در این میان غفلت از توسعه بخش مالی و کشاورزی و همچنین توسعهٔ روابط سرمایه‌داری در بطن یک اقتصاد تک محصولی، سبب در حاشیه قرار گرفتن بخش مالی و کشاورزی از یک سو و رشد سریع

---

[1] Levine
[2] Bagchi & Svejnar
[3] D'Onofrioa et al.
[4] Salimifar (2009)

شهرها از سوی دیگر شده است. حاصل این دو، روندهای مهاجرتی از روستاها به شهرها بود که در نهایت به تمرکزگرایی شهری منجر شده است (حسامیان[1]، ۱۳۹۱). از سوی دیگر مسایل اجتماعی و اقتصادی کشور اهمیت زیادی در تعیین تعداد و اندازه شهرها داشته است. رشد بی رویه شهرها در کشورهای کمتر توسعه یافته، محصول سه عامل اساسی، نرخ بالای زاد و ولد شهری، مهاجرت شتابان و تبدیل مناطق روستایی به شهر است. این هجوم گسترده به شهرها، باعث پیدایش بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسایل زیست محیطی، گسترش بادکنکی سکونت گاه‌های غیررسمی و مناطق حاشیه نشین، مسئله سازگاری و دوگانگی شبکه‌های اجتماعی مهاجرین در شهرها و رشد نابرابری درآمد شده است (صادقی[2]، ۱۳۸۸). اگرچه این عوامل ساختاری به‌عنوان محرک‌های اساسی نابرابری درآمد تلقی می‌شوند، ولی شواهد در مورد نقش آن‌ها در پیوند مالی - نابرابری کم است. سیستم مالی استان‌های کشور کاملاً مبتنی بر بانک است، از این رو بانک‌ها می‌توانند در توزیع درآمد نقش کلیدی ایفا کنند (فارینا و فرانزینی[3]، ۲۰۱۵).

تاکنون مطالعه‌ای در داخل کشور به شکل داده‌های استانی به بررسی توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و اثرگذاری آن بر نابرابری درآمدی نپرداخته است، باتوجه به همین مباحث در مطالعه حاضر، تأثیر توسعه بانکداری محلی در نابرابری درآمد با در نظر گرفتن آیین‌نامه بانکی، ساختار اجتماعی و اقتصادی هر استان از جمله؛ ساختار شهری، تحرک جغرافیایی، توسعه زیرساخت‌های مادی و غیرمادی بخش بانکی، رشد تجارت خارجی، تشکیل سرمایه انسانی در بخش کشاورزی و صنعت و با در نظر گرفتن داده‌های استانی، مورد بررسی قرار می‌گیرد تا گامی در جهت درک این موضوع که آیا توسعه بانکداری استانی بر توزیع مجدد درآمد می‌تواند تأثیرگذار باشد، برداشته شود. در ادامه ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری شامل تئوری‌های مطرح و نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است.

---

[1] Hesamian (2013)
[2] Sadeghi (2010)
[3] Farina & Franzini

بخش چهارم نیز به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل اختصاص یافته است. در بخش پنجم خلاصه و نتیجه گیری ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۱-۱-۲-عوامل بانکی، اجتماعی و اقتصادی موثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

نرخ رشد اقتصادی در مدل هارود و دومار فقط به نرخ رشد سرمایه بستگی دارد. در حالی که نرخ رشد اقتصادی در مدل سولو به هر دو عامل سرمایه و نیروی کار بستگی دارد (رومر[1]، ۱۹۹۳). در مدل تعمیم یافته سولو-سوان تفاوت‌ها می‌تواند در دیگر متغیرها از جمله؛ عوامل بانکی، اجتماعی، نظام سیاسی و حقوقی، آزاد بودن در تجارت بین‌الملل و کارایی برنامه‌های آموزش و بهداشت منعکس شود (رحمانی[2]، ۱۳۹۰). براساس گزارش توسعه انسانی تفاوت‌های منطقه‌ای نه تنها در ایران کاهش نیافته است. بنابراین گزارش، نه تنها آن طور که نظریه همگرایی بیان داشته است، عدم تعادل منطقه‌ای کاهش نیافته است. طبق نتایج این گزارش، همگرایی شرطی بسیاری از الگوهای رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد، چرا که بعضی از استان‌ها به تناسب، رشد بهتری داشته‌اند و برخی در مقایسه با استان‌های دیگر رشد کندی داشته‌اند. رشد فناوری درون زا و برون زا، انتقال فناوری، حق مالکیت معنوی، اعطای سوبسید به تحقیقات و دیگر متغیرها، نرخ پیشرفت فناوری و رشد بلندمدت تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی حقیقی را متاثر می‌کند. عوامل بسیاری، نابرابری درآمدی در استان‌های کشور را متاثر می‌کند که در ادامه به صورت اختصار به مهمترین آنها اشاره می‌شود:

۲-۱-۲- تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

سوالی که در مطالعات تجربی بیشتر مورد توجه است این می‌باشد که آیا استان‌های فقیر تمایل به پیشرفت سریع تر از استان‌های ثروتمند دارند یا خیر. الگوی سولو نشان می‌دهد که کشورها به سمت رشد متعادل خود در بلندمدت همگرایی دارند، بنابراین اختلاف در تولید سرانه، بخاطر نامتعادل بودن مسیر توسعه استان‌های فقیر می‌باشد. بنابراین با قرارگرفتن روی مسیر رشد، استان‌های فقیر به سمت استان‌های ثروتمند حرکت می‌کنند. افرادی که در یک استان در فقر زندگی می‌کنند به دو عامل بستگی

[1] Romer
[2] Rahmani (2012)

دارد: عامل اول؛ نحوه توزیع درآمد استانی بین افراد می‌باشد. بر فرض مثال، بخش کوچکی از جمعیت استان ممکن است بیشترین درآمد را در اختیار داشته باشد. عامل دوم؛ درآمد حقیقی متوسط استان است که با تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تخمین زده می‌شود. اگر متوسط درآمد سرانه، پایین باشد، شهروند در فقر زندگی خواهد کرد. حتی اگر درآمد به نحو عادلانه توزیع شده باشد (برو و آپوستولوس[1]، ۱۳۹۲). مهمترین عامل تعیین‌کننده تعداد افرادی فقیر در استان، تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه می‌باشد. هراندازه تولید ناخالص حقیقی استانی بالا باشد، رشد اقتصادی بیشتری نیز خواهند داشت و چنانچه نرخ رشد اقتصادی استان‌های فقیر بیشتر از استان‌های ثروتمند باشد، نابرابری درآمدی میان استان‌ها بیشتر خواهد بود و عدم همگرایی اقتصادی وجود خواهد داشت.

۳-۱-۲- نرخ پس‌انداز و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

یکی از عوامل نشان دهنده‌ی توسعه یافتگی در کشورها، پس‌انداز و میزان آن می‌باشد. استان‌های کم توسعه از پس‌انداز کمتری برخوردار می‌باشند، تفاوت در نرخ پس‌انداز (S) در استان‌های کشور، ناشی از سیاست‌های دولت و تخصیص بودجه است و برخی نیز به خاطر تفاوت‌های فرهنگی می‌باشد. از دیدگاه اقتصاددانان؛ اسمیت، ریکاردو، مالتوس، میل، روستو، هارود، دومار، رابینسون، کالدور، سولو و مید[2] سرمایه‌گذاری و پس‌انداز از عوامل موثر در رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشد. نرخ پس‌انداز بین بخش‌ها و استان‌های کشور در طول زمان متغیر است. هرچقدر پس‌انداز یک کشور یا یک منطقه بیشتر باشد ($\Delta k/k$)، نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار در هر سطحی از نسبت سرمایه به نیروی کار بالاتر می‌شود. چنانچه نسبت سرمایه به نیروی کار بزرگتر باشد، تولید ناخالص داخلی حقیقی به نیروی کار نیز بالاتر می‌شود. در نتیجه؛ هراندازه $\Delta k/k$ و تولید ناخالص داخلی حقیقی یک منطقه یا استان بیشتر باشد بهk^* (نسبت سرمایه به نیروی کار در وضعیت پایدار) بالاتر منتج می‌شود و نرخ رشد افزایش می‌یابد. درکوتاه مدت افزایش در نرخ پس‌انداز هراستان، نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار ($\Delta k/k$) را بالا می‌برد. این نرخ رشد در طول دوره انتقال به وضعیت پایدار، بالا باقی می‌ماند. در

[1] Bero & Apostolos
[2] Smith, Ricardo, Malthus, Mill, Rosto, Haroud, Domar, Robinson, Caldor, Solo & Mead

بلند مدت نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار ($\Delta k/k$) به ازای هر نرخ پس‌انداز مانند حالت قبل (صفر) است. در بلند مدت نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار به، k^*، بالاتر منتج می‌شود (همان، ص. ۴۸).

۴-۱-۲- تغییرات جمعیتی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

با افزایش نرخ رشد جمعیت (P)، در هر سطح از نسبت سرمایه به نیروی کار (k)، پایین خواهد بود. افزایش (P)، نرخ رشد سرمایه به نیروی کار را پایین می‌آورد و نرخ رشد نسبت تولید ناخالص داخلی حقیقی به نیروی کار ($\Delta y/y$) در ادامه کاهش می‌یابد. بنابراین در کوتاه مدت یک نرخ رشد جمعیت بالاتر، $\Delta k/k$ و $\Delta y/y$ را کاهش می‌دهد. این نرخ‌های رشد در طول دوره انتقال به وضعیت پایدار، پایین‌تر باقی می‌مانند. اما در وضعیت پایدار $\Delta k/k$ و $\Delta y/y$ برای هر نرخ رشد جمعیت صفر می‌باشد. یعنی یک نرخ رشد جمعیت بالاتر به نسبت سرمایه و تولید ناخالص داخلی حقیقی به نیروی کار در وضعیت پایدار،k^* وy^* منتهی می‌شود. ساختار سنی جمعیت اثرات مهمی می‌تواند بر نابرابری درآمدی داشته باشد. در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۶۵-۱۳۵۵ در ایران نرخ رشد جمعیت، رشد ۳/۹ درصدی را تجربه کرد. مطالعات تجربی برای ایران نشان می‌دهد یک درصد رشد نسبت نیروی کار شاغل به جمعیت ۶۴-۱۵ سال باعث رشد ۱/۸۹ درصدی رشد تولید ناخالص داخلی خواهد شد. هم چنین یک درصد رشد جمعیت ۶۴-۱۵ ساله باعث رشد تولید ناخالص داخلی بالقوه سرانه ۱/۷۲ درصدی در بلندمدت خواهد شد (عرب مازار و کشوری شاد[1]، ۱۳۸۴).

۵-۱-۲- تغییرات نیروی کار و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

تغییرات نیروی کار (L) را می‌توان از دو جهت مورد بررسی قرار داد: نهاده نیروی کار به دلیل تغییر ناگهانی در تعداد نیروی کار در هرلحظه از زمان ممکن است تغییر کند. همچنین تغییرات جمعیتی می‌تواند نهاده نیروی کار را در بلندمدت تحت تاثیر قرار دهد. افزایش در مقدار اولیه نیروی کار، نسبت سرمایه به نیروی کار اولیه را کاهش می‌دهد و تولید متوسط اولیه سرمایه (y/k) افزایش می‌یابد. درنتیجه نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار ($\Delta k/k$) افزایش می‌یابد. در نتیجه در بلندمدت یک اقتصاد با نهاده نیروی کار دو برابر سرمایه، تولید ناخالص داخلی حقیقی را افزایش خواهد داد. تغییر در نهاده نیروی کار (L)، ممکن است از تغییر در نیروی کار منتج شود. بیماری همه‌گیر،

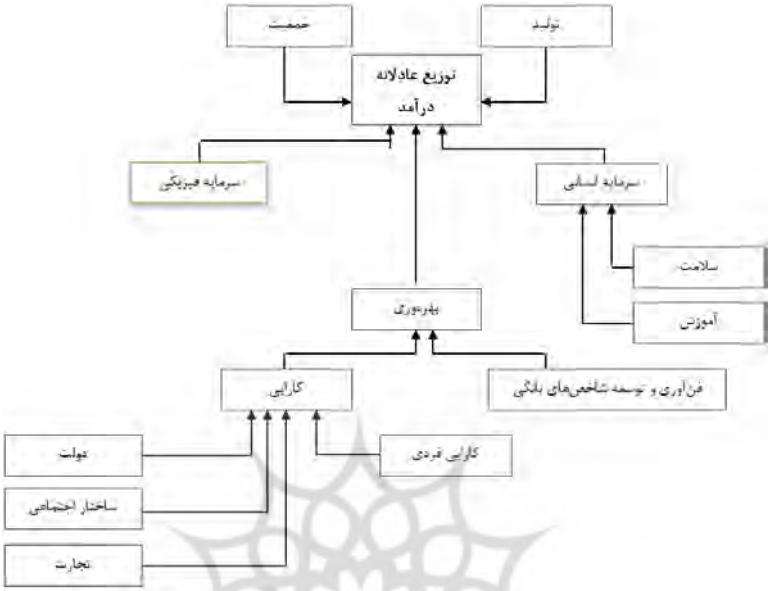
[1] Arabmazar & Keshvarishad (2006)

تلفات زمان جنگ و همچنین مهاجرت منجر به کاهش سرمایه فیزیکی و کاهش نیروی کار می‌شود. درکوتاه مدت افزایش در نهاده نیروی کار (L_0)، نرخ رشد نسبت سرمایه به نیروی کار و تولید ناخالص داخلی حقیقی به نیروی کار را افزایش می‌دهد. این نرخ‌های رشد در طول دوره انتقال به وضعیت پایدار بالاتر باقی می‌ماند. در بلند مدت نرخ رشد نسبت سرمایه و تولید ناخالص داخلی حقیقی به نیروی کار برای هر سطحی از نهاده نیروی‌کار (L_0) یکسان (صفر) است. بنابراین در بلندمدت یک اقتصاد یا نهاده نیروی کار دو برابر سرمایه، تولید ناخالص داخلی حقیقی را افزایش می‌دهد که منجر به کاهش نابرابری درآمدی در استان‌های کشور می‌شود.

۲-۲- چگونگی اثرگذاری شاخص‌های مطالعه بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور

در سال‌های گذشته، رشد اقتصادی در جهان ثابت نبوده است و همواره در حال افزایش است. بنابراین سطوح رشد در میان اقشار و کشورها متفاوت است. با وجود تفاوت در رشد جهانی، تغییرات قابل ملاحظه‌ای در درآمد نسبی استان‌های کشور به وجود آمده است. افزایش در رشد اقتصادی باعث نزدیک شدن استاندارد زندگی مردم در استان‌های فقیر و استان‌های ثروتمند می‌شود. در مبحث رشد و توسعه جایگاه نرخ رشد از اهمیت خاصی برخوردار است. در میان شاخص‌های رشد، نرخ رشد تولید سرانه مهم است، این نرخ تعیین‌کننده میزان درآمد سرانه یک استان و کشور است. امکان نرخ رشد بالا برای استانی که در مراحل اولیه توسعه است، بیشتر از مراحل بعدی است. این اصل در مقایسه بین استان‌های فقیر و ثروتمند نیز صادق است. یکی از شش خصوصیت مهم جریان رشد استان‌های توسعه‌یافته امروزی مطابق شکل ۱ و یکی از دو متغیر کلی اقتصادی این جوامع در طول دو قرن اخیر، نرخ بالای رشد تولید سرانه آن‌ها بوده است. بدیهی است که همگرایی درآمد سرانه در ایجاد سطح مطلوبی از رشد باثبات رفاه و امنیت و همگرایی اقتصادی مهم است و موجب افزایش ثروت، درآمد سرانه و کسب قدرت می‌شود و گامی به سوی جهانی شدن و همگرایی محسوب می‌گردد. در شکل ۱ مشاهده می‌شود که چگونه متغیرها به صورت مستقیم یا با واسطه بر روی نابرابری درآمدی اثر می‌گذارند. چنانچه سرمایه فیزیکی، انسانی، تجارت، تولید سرانه (GDP)، تکنولوژی و... افزایش یابد، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. به

هر اندازه که نرخ رشد اقتصادی استان‌های کشور به یکدیگر نزدیک‌تر باشد، نابرابری درآمدی کمتری خواهیم داشت.



شکل (۱): نقشه اثرگذاری شاخص‌های مطالعه بر نابرابری درآمدی

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲- پیشینه تحقیق

آکیف دستک و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه توسعه اقتصادی و نابرابری درآمد در ترکیه طی بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۵۰ و مدل (PCA) پرداختند. علاوه بر شاخص‌های توسعه مالی، تأثیر درآمد واقعی، هزینه‌های دولت و تورم بر نابرابری درآمد با استفاده از روش آزمایش محدود ARDL بررسی شد. نتایج نشان داد که افزایش درآمد واقعی و هزینه‌های دولت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. همچنین در کوتاه مدت تأثیر مثبتی از تورم بر نابرابری درآمد اثبات شد، در حالی که برعکس در بلندمدت. در مورد توسعه مالی، رابطه U شکل معکوس با نابرابری درآمد برای توسعه مالی کلی و توسعه بخش بانکی تأیید شد. نتایج همچنین یک رابطه کاهش یکنواخت بین توسعه بازار سهام و نابرابری درآمد در ترکیه را نشان می‌دهد. بنابرین اجرای سیاست‌هایی که قوانین تبعیض‌آمیز را ریشه‌کن می‌کند و دسترسی برابر به امتیازات مالی را تسهیل می‌کند، موجب برابری و کاهش نتایج نابرابری درآمد خواهد شد.

[1] Akif Destek et al.

دنافریو و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور ایتالیا با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توسعه بانکداری محلی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. با این حال، نابرابری مالی و نابرابری در مناطق نسبتاً پیشرفته ظاهر می‌شود. وقتی تأثیر کانال‌های ساختاری را مورد بررسی قرار می‌دهیم، شواهدی نشان می‌دهد که توسعه بانکی می‌تواند نابرابری را با تأثیرپذیری از تحرک جغرافیایی و شهرنشینی کاهش دهد، در حالی که از طریق توسعه زیر ساخت‌های مادی و سرمایه انسانی دارای تأثیرات اندکی است.

وین هلد و ریچرت[1] (۲۰۱۸) مقاله‌ای تحت عنوان "نوآوری، نابرابری و حقوق مالکیت فکری" ارائه داده‌اند. محققان در این مقاله به بررسی این موضوع که آیا نابرابری درآمد و حقوق مالکیت فکری می‌توانند نرخ‌های متفاوت نوآوری کشورها را در اواخر دهه ۱۹۹۰ توضیح دهند یا خیر؟ بدین منظور آنها سهم طبقه اقشار متوسط جامعه، میزان اختراعات ثبت شده توسط افراد مقیم و غیرمقیم کشورها و شاخص گینارت پارک را به عنوان معیارهای اندازه‌گیری توزیع درآمد، نوآوری و حقوق مالکیت فکری برای ۵۳ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۵ - ۱۹۹۴ در نظر می‌گیرند. نتایج مطالعه بیانگر آن است که طبقه متوسط جامعه نقش تعیین‌کننده و مستقیمی را در ترغیب نوآوری‌های داخلی ایفا می‌کند. همچنین براساس نتایج به دست آمده، اندازه طبقه متوسط جامعه و حمایت از حقوق مالکیت فکری، تنها الگوهای مربوط به اختراعات ثبت شده توسط افراد مقیم کشورهای مورد مطالعه را توضیح می‌دهند. به‌عبارت دیگر حمایت از حقوق مالکیت فکری و اندازه طبقه متوسط و حمایت از حقوق مالکیت فکری اثر مثبت و معناداری بر میزان اختراعات ثبت شده توسط افراد مقیم کشورها دارند.

سرخوش سرا و همکاران[2] (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خود توضیح برداری ساختاری طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شکاف (r-g) ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی

[1] Weinhold & Nair-Reichert
[2] Sarkhoshsara et al.

در ایران نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. همانطورکه عجم اغلو و رابینستون (۲۰۱۵) مطرح می‌کنند، این نتیجه می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری، توسط پیکتی باشد.

نظم‌فر و همکاران[1] (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی پایش توزیع فضایی فقر در استان‌های کشور پرداختند. در این پژوهش از ۱۸ شاخص اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و کالبدی جهت تحلیل فقر استفاده شده است. برای بیان اهمیت نسبی هریک از شاخص‌ها از مدل ANP و جهت تجزیه‌وتحلیل اطلاعات از مدل پرومته و تحلیل گایا استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که استان‌های زنجان، یزد، آذربایجان‌شرقی، مازندران، خراسان‌جنوبی جزء استان‌های خیلی مرفه و استان‌های کرمان، خوزستان، کرمانشاه، لرستان، سیستان، کهکیلویه و بویراحمد جزء استان‌های خیلی فقیر کشور می‌باشند. پراکنش فضایی فقر در پهنه سرزمینی ایران حاکی از آن دارد که بیشتر استان‌های فقیر در قسمت جنوب شرقی و غرب کشور واقع شدند.

بهشتی و همکاران[2] (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی نابرابری توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی طی دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۳ پرداختند. نتایج نشان داد که بی ثباتی بالایی در الگوی فضایی درآمد سرانه در ایران وجود دارد و احتساب یا عدم‌احتساب نفت در محاسبه درآمد سرانه استان‌ها، نتیجه‌گیری در مورد تحولات نابرابری و نیز الگوی فضایی نابرابری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین نتایج نشان داد که پدیده خوشه‌بندی فضایی در درآمد سرانه استان‌ها در ایران وجود دارد. علاوه‌بر آن، شواهدی از وجود الگوهای مرکز-پیرامون براساس توزیع درآمد سرانه در ایران به دست آمد.

رحیمی بدر[3] (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به برآورد الگوی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران پرداخت. نتایج نشان داد که در ابتدای دوره، جامعه روستایی از وضعیت درآمدی نابرابرتری برخوردار بوده، ولی به تدریج با بهبود وضعیت توزیع درآمد، جامعه روستایی توزیع برابرتری را نسبت به شهر در انتهای دوره تجربه کرده است.

---

[1] Nazmfar et al. (2020)
[2] Beheshti et al. (2019)
[3] Rahimibadr (2017)

دقت در مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که به صورت مستقیم به مسئله تحقیق حاضر پرداخته نشده است. از این‌رو، می‌توان نوآوری‌های این مطالعه را بصورت زیر برشمرد: اولاً دوره مطالعه و استان‌های کشور جامع‌تر می‌باشد؛ ثانیاً، متغیرهایی که نشان دهنده بیشترین تأثیرگذاری بر نابرابری درآمدی می‌باشد، شامل متغیرهای توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند. ثالثاً، در مقاله حاضر با بررسی ویژگی‌های داده‌های مورد مطالعه و نحوه اثرگذاری آنها و همچنین استفاده از روش‌های اقتصادسنجی متناسب با این ویژگی‌ها شامل؛ مدل گشتاور تعمیم یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) که می‌توان نتایجی معتبرتر و نزیک‌تر به واقع را ارائه دهد، استفاده می‌شود.

۳-تصریح الگو و معرفی متغیرها

در مطالعه حاضر با پیروی از مطالعه دنافریو و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی اثرات توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ و با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) در منتخبی از استان‌های کشور شامل؛ مرکزی، گیلان، مازندران، آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، کرمانشاه، خوزستان، فارس، کرمان، خراسان‌رضوی، اصفهان، سیستان‌وبلوچستان، کردستان، همدان، لرستان، ایلام، کهگیلویه‌وبویراحمد، بوشهر، زنجان، سمنان، یزد، هرمزگان، تهران، اردبیل، قم، قزوین، گلستان و خراسان‌جنوبی پرداخته می‌شود. همچنین داده‌های مطالعه از پایگاه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج و گردآوری شده است.

بنابراین، مدل تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

مدل (۱) با بکارگیری روش گشتاور تعمیم‌یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS):

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GINI_{it-1} + \beta_2 BD_{it} + \beta_3 GDPPER_{\mathrm{it}} + \beta_4 UNE_{it} + \beta_5 \mathrm{AGR}_{it} + \beta_6 MAN_{it} + \beta_7 CONS_{it} + \beta_8 \mathrm{TRADE}_{it} + \beta_9 \mathrm{ISB}_{it} + \varepsilon_{it} GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GINI_{it-1} \quad (۱)$$

مدل (۲) با بکارگیری روش گشتاور تعمیم‌یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS):

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GINI_{it-1} + \beta_2 HHI_{it} + \beta_3 ATM_{\mathrm{it}} + \beta_4 GDPPER_{it} + \beta_5 \mathrm{UNE}_{it} + \beta_6 AGR_{it} + \beta_7 MAN_{it} + \beta_8 \mathrm{CONS}_{it} + \beta_9 \mathrm{TRADE}_{it} + \beta_{10} ISB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن:

Gini index: شاخص ضریب جینی

Banking development Branch density: (BD): تعداد شعب در سطح شهر

HHI of branches: شاخص هرفیندال-هیرشمن

ATM density: تعداد دستگاه‌های خودپرداز

Per capita GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه

Unemployment: بیکاری

Agriculture: سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی

Manufacturing: سهم کل نیروی کار شاغل در بخش تولید.

Trade Openness: نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی

Construction: سهم کل نیروی کار شاغل در بخش ساخت و ساز

Instruments Saving banks: (ISB): حجم سپرده بانکی.

۱-۳- رویکرد GMM[1] و 2SLS

در این مطالعه، از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلانو و باند و 2SLS با کمک نرم‌افزار Eviews، برای بررسی اثرات توسعه‌بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور استفاده خواهد شد. در معادلاتی که در تخمین آن‌ها اثرات غیرقابل مشاهده‌ی خاص هر کشور و وجود وقفه‌ی متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) که مبتنی بر مدل‌های پویای پانلی است استفاده می‌شود. مدل گشتاوری تعمیم‌یافته برای اولین بار توسط هانسن[2] در سال ۱۹۸۲ ارائه شد و پس از آن توسط چمبرلین[3] (۱۹۸۷) و نوی[4] (۱۹۸۸) بسط داده شد. آندرسون ـ هشیائو در سال ۱۹۸۱ مدل 2SLS را پیشنهاد کردند. ولی در مطالعه‌ای که توسط ماتیاس و سوستر[5] (۱۹۹۱) در رابطه با برآورد 2SLS انجام گرفت، به این نتیجه رسیدند، که این مدل ممکن است به دلیل مشکلی که در انتخاب ابزارها دارد، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به‌دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند، همچنین آندرسون ـ هشیائو برای رفع مشکل خودهمبستگی پیشنهاد کردند که؛ می‌توان از متغیر وابسته در سطح و یا از اولین و دومین وقفه این متغیر به عنوان

[1] Generalized Method of Moments
[2] Hansen
[3] Chamberlain
[4] Newey
[5] Matyas & Sevestre

متغیر ابزاری استفاده نمود، ولی در مطالعه‌ی انجام گرفته توسط آرلانو در این خصوص، این نتیجه حاصل شد که؛ استفاده از متغیر ابزاری در سطح نسبت به وقفه‌ی آن‌ها ممتاز بوده و دارای واریانس کمتری می‌باشد. همچنین با استفاده از متغیر ابزاری در سطح، مشاهده‌ای را از دست نمی‌دهیم، مخصوصاً اگر تعداد مقاطع زیاد و بعد زمان کم باشد. بنابراین روش GMM در داده‌های پانل توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلندل و باند (۱۹۹۸) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (گرین[1]، ۲۰۰۳).

۴-نتایج تجربی تحقیق

۴-۱-آزمون‌های پایایی (ریشه واحد[2])

در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آنست که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. در حالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران[3]، ۱۳۹۲: ۱۵۹). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروش و پاگان[4] (۱۹۸۰) و CD پسران[5] (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. هم‌چنین، بر خلاف روش بروش و پاگان، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) = 0 for\ all\ i \neq j \qquad (۳)$$

---

[1] Greene
[2] Unit root Test
[3] Aghaee et al.
[4] Breusch–Pagan test
[5] Pesaran

$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) \neq 0 for\ all\ i \neq j \quad (۴)$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\widehat{p_{ij}}) \rightarrow N(0,1) \quad (۵)$$

که در آن، $\widehat{p_{ij}}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \propto_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی مانند آزمون‌های لوین و همکاران[1] (۲۰۰۲) LLC و ایم و همکاران[2] (۲۰۰۳) IPS، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS) است که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. پسران جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای i امین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است، به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد برای متغیرها

متغیر	علامت اختصاری	استان‌های کشور				سطح پایایی
		آمارهCIPS				
		در سطح		با یک تفاضل		
		C	C+T	C	C+T	
نابرابری درآمدی	Gini	−۱/۱۱۸	−۲/۱۵۶	−۲/۷۹۶	−۳/۳۲۵	I(1)
تعداد شعب بانکی	BD	−۱/۴۵۲	−۲/۴۹۲	−۲/۸۴۱	−۳/۴۵۲	I(1)
شاخص رقابت بانکی	HHI	−۱/۷۵۸	−۲/۷۹۸	−۳/۳۱۲	−۳/۸۵۶	I(1)
تعداد دستگاه‌های خودپرداز	ATM	−۱/۶۵۲	−۲/۶۹۲	−۳/۱۱۴	−۳/۶۵۲	I(1)

[1] Levin et al.
[2] Im et al.

تولید ناخالص داخلی سرانه	GDPper	-۱/۶۹۸	-۲/۷۳۸	-۳/۲۱۰	-۳/۷۱۴	I(1)
بیکاری	Une	-۱/۷۱۲	-۲/۷۵۲	-۳/۲۲۵	-۳/۷۱۹	I(1)
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی	Agri	-۱/۹۸۶	-۳/۰۲۶	-۳/۳۳۴	-۳/۹۶۲	I(1)
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش تولید	Man	-۱/۵۶۳	-۲/۶۰۳	-۳/۰۲۱	-۳/۱۱۰	I(1)
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش ساخت و ساز	Cons	-۱/۴۸۶	-۲/۵۲۶	-۲/۹۸۷	-۳/۵۱۲	I(1)
تجارت	Trade	-۱/۲۶۹	-۲/۳۰۹	-۲/۸۱۵	-۳/۴۱۰	I(1)
حجم سپرده بانکی	ISB	-۱/۷۳۶	-۲/۶۳۲	-۳/۲۲۹	-۳/۶۱۸	I(1)

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)درسطوح اطمینان مختلف

حالت	۱٪	۵٪	۱۰٪
C	-۲/۶۰	-۲/۳۴	-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵	-۲/۸۸	-۲/۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و هم‌چنین نتایج آزمون ریشه واحد و این‌که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند[1] (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

۲-۴-آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل[2]

در این مطالعه از آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌کنیم. نتایج در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول (۲): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

استان های کشور	
آزمون وسترلوند (۲۰۰۷)	آماره آزمون

[1] Westerlund Test
[2] Cointegration Test

	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	سطح احتمال قوی
G_t	-۳/۳۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۱۵/۱۵۸	۰/۰۳۱	۰/۰۰۰
P_t	-۲۸/۲۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-۱۲/۳۶۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون چهارم جدول (۲) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است، را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

۳-۴-نتایج آزمون هم‌خطی VIF[1] در داده‌های پانل

در آزمون Vif بعد از برآورد مدل، آزمون هم‌خطی انجام پذیرفته است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول زیر نمایش داده شده است:

جدول (۳): نتایج آزمون Vif برای متغیرهای مستقل مدل

متغیرها		VIF	1/VIF
تعداد شعب بانکی	BD	۱/۴۹	۰/۶۷
شاخص رقابت بانکی	HHI	۱/۵۳	۰/۶۵
تعداد دستگاه های خودپرداز	ATM	۱/۷۴	۰/۵۷
تولید ناخالص داخلی سرانه	GDPper	۱/۲۶	۰/۷۹
بیکاری	Une	۱/۳۸	۰/۷۲
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی	Agri	۱/۴۶	۰/۶۸
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش تولید	Man	۱/۴۹	۰/۶۷
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش ساخت	Cons	۱/۳۷	۰/۷۲

[1] variance inflation factors

			و ساز
۰/۶۹	۱/۴۳	Trade	تجارت
۰/۵۹	۱/۶۸	ISB	حجم سپرده بانکی
۱/۴۸			Mean VIF

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون فوق، می‌توان بیان کرد که مقدار هر یک از رگرسورها کمتر از ۱۰ بوده و بنابراین هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی برقرار نمی‌باشد.

۴-۴- نتایج برآورد مدل

جدول (۴): نتایج حاصل از تخمین الگو به روش GMM برای مدل (نابرابری درآمدی بعنوان متغیر وابسته)

متغیرها		مدل ۱		مدل ۳	
		2SLS	Arellano-Bond	2SLS	Arellano-Bond
وقفه نابرابری درآمدی	Gini (-1)	-۰/۴۳۶۱۴۹ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۵۵۷۴۵ (۰/۰۴۰۹)	-۰/۴۸۶۴۶۰ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۲۲۳۹۳۴ (۰/۰۰۵۰)
شاخص رقابت بانکی	HHI	-	-	-۰/۴۱۳۳۵۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۴۹۲۲۶ (۰/۰۲۲۵)
تعداد دستگاه‌های خودپرداز	ATM	-	-	-۰/۰۱۱۵۷۰ (۰/۸۹۲۰)	-۰/۰۰۲۸۷۱ (۰/۸۰۱۱)
تعداد شعب بانکی	BD	-۰/۱۴۴۶۰۲ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۳۹۴۷۹ (۰/۳۳۷۶)	-	-
تولید ناخالص داخلی سرانه	GDPPER	-۰/۰۷۷۸۳۹ (۰/۰۰۲۰)	-۰/۰۷۲۲۶۹ (۰/۰۰۵۳)	-۰/۳۲۵۳۸۰ (۰/۰۳۷۰)	-۰/۱۰۸۰۳۷ (۰/۰۰۰۲)
بیکاری	UNE	۰/۰۶۹۷۷۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۱۹۰۶۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۱۶۵۰۱ (۰/۰۰۷۶)	۰/۲۷۳۱۶۴ (۰/۰۰۰۰)
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی	AGR	-۰/۲۳۷۴۵۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۰۶۰۹۵ (۰/۰۴۷۰)	-۰/۰۵۲۸۱۶ (۰/۲۳۱۵)	-۰/۰۳۹۳۲۶ (۰/۱۷۷۱)

سهم کل نیروی کار شاغل در بخش تولید	MAN	-۰/۱۹۷۸۹۵ (۰/۰۰۹۲)	-۰/۱۰۷۲۱۹ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۹۶۸۹۹ (۰/۰۴۰۴)	-۰/۱۰۶۸۹۷ (۰/۰۰۰۰)
سهم کل نیروی کار شاغل در بخش ساخت و ساز	Cons	-۰/۰۷۵۵۳۴ (۰/۱۱۹۰)	-۰/۰۸۵۶۸۳ (۰/۱۱۵۳)	-۰/۲۶۱۳۴۳ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۹۹۳۷۸ (۰/۰۰۰۰)
تجارت	TRADE	۰/۰۲۰۴۶۸ (۰/۰۸۸۱)	۰/۲۷۹۳۷۳ (۰/۰۱۴۵)	۰/۰۰۲۵۴۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۱۷۴۱۹ (۰/۰۵۲۳)
حجم سپرده بانکی	ISB	-۰/۳۰۰۴۲۲ (۰/۰۸۸۱)	-	-۰/۰۸۳۰۸۶ (۰/۳۷۷۲)	-
		J-statistic: ۲۰/۶۳۷۶۷ Prob(J-statistic): ۰/۲۹۸۰۸۵ Instrument ۲۸rank:	J-statistic: ۲۳/۲۲۲۲۳ Prob(J-statistic): ۰/۲۷۸۰۱۵ Instrument ۲۸rank:	J-statistic: ۳۵/۶۳۰۲۰ Prob(J-statistic): ۰/۳۹۱۵۵۹ Instrument ۲۸rank:	J-statistic: ۲۱/۳۴۰۶۵ Prob(J-statistic): ۰/۳۱۸۲۸۷ Instrument ۲۸rank:

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل برای استان‌های کشور با استفاده از مدل گشتاور تعمیم یافته و مدل 2SLS، نشان می‌دهد که ضرایب اکثر متغیرها معنادار بوده، علائم آنها، مورد انتظار و مطابق با مبانی تئوریک موضوع می‌باشد. روابط برآوردی، بیانگر تأثیرگذاری مثبت متغیر بیکاری و تجارت با نابرابری توزیع درآمد می‌باشد. همچنین نتایج وجود رابطه منفی مابین رقابت بانکی، تعداد شعب بانکی، تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز؛ نابرابری توزیع درآمد را در استان‌های کشور کاهش می‌دهد. مقدار وقفه متغیر نابرابری توزیع درآمد در استان‌های کشور دارای علامت منفی است. تفسیر این علامت، بایستی با توجه به ترکیب استان‌ها مورد بررسی و درجه توسعه‌یافتگی آنها انجام شود. توزیع درآمد در استان‌های کشور، به دلیل استحکام زیر ساخت‌های اقتصادی می‌تواند دارای نرخ رشد پایدار باشد. ولی در کشور ایران و اکثر استان‌ها، بدلیل ضعف زیر ساخت‌ها و همچنین عدم ثبات استراتژی‌های توسعه و بدلیل ضعف مدیریت توسعه اقتصادی، دارای روند با ثبات در طول زمان نمی‌باشد. همین عامل منجر به نوسان در نابرابری توزیع درآمد در استان‌های کشور می‌شود.

چگونگی توزیع درآمد در جامعه، تحت تأثیر زیر ساخت‌های فرهنگی، اجتماعی، بانکی و متغیرهای بنیادی سیاسی و اقتصادی قرار می‌گیرد که خود برای تغییر، نیاز به زمان دارند و در بیشتر موارد دارای آثار بلند مدت بوده و در نتیجه در کوتاه مدت نمی‌توانند توزیع درآمد در جامعه را تغییر دهند. به عبارت دیگر، تمام عوامل تأثیرگذار بر روی این متغیر لزوماً اقتصادی نیستند. لیکن عوامل اقتصادی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند؛ شامل تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز، همگی دارای علامت مورد انتظار نظری و قابل پیش‌بینی بر روی ضریب جینی می‌باشند.

افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز، توزیع درآمد در استان‌های کشور را بهتر می‌کنند. لیکن، ضریب کوچک این متغیرها، بیانگر تأثیر جزئی آنها بر روی توزیع درآمد است. باید توجه داشت که مطالعه موردی استان‌های کشور در این زمینه مانند مطالعه‌ای که توسط میلانویچ، خان و بشیر و وود[1]، دنافریو و همکاران (۲۰۱۹) انجام گرفته، بیشتر مؤید فرضیه کوزنتس می‌باشد که در آن، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز و تجارت در مراحل اولیه توزیع درآمد را بدتر می‌کنند، سپس به مرور زمان همراه با سیاست‌های مکمل دولت‌ها، توزیع درآمد بهتر می‌شود. افزایش رقابت بانکی و تعداد شعب بانکی نیز توزیع درآمد را بهتر می‌کند، البته تأثیر افزایش رقابت بانکی و تعداد شعب بانکی بیشتر است. این موضوع بیانگر اهمیت بیشتر بخش بانکی در خصوص استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و افزایش تعداد شعب بانکی برای بهبود عدالت اقتصادی در استان‌های کشور می‌باشد. افزایش نرخ بیکاری و تجارت، نابرابری را بیشتر می‌کند و مخدوش کننده عدالت اقتصادی است.

برخی از اقتصاددانان نسبت به جهانی شدن اقتصاد خوش‌بین هستند، زیرا آن‌ها ارزش زیادی برای کارایی مثبت اقتصاد قائل هستند. به‌نظر آنها، هرچه مقیاس بازار جهانی‌تر باشد، تخصیص منابع نیز موثرتر خواهد بود. منابع را می‌توان از جهت‌گیری‌های کم‌ارزش به مصارف سازنده‌تر سوق داد، تعرفه‌های پایین‌تر به کنترل و پایین نگه داشتن تورم و افزایش رقابت کمک می‌کنند. سرمایه‌گذاری خارجی؛ تکنولوژی، نوآوری و

[1] Wood

مهارت‌های مدیریتی را با خود به ارمغان می‌آورد. مشاغل جدید برای پاسخ‌گویی به بازارهای جهانی پدید می‌آیند. بیکاری صرفاً در بخش‌های ناکارآمد اتفاق می‌افتد، مطابق این دیدگاه، شواهد و بررسی‌ها نشان می‌دهد که اقتصادهای بازار آزاد دو برابر بیشتر از اقتصاد بسته رشد کرده‌اند. از طرفی مطابق دیدگاه بدبینانه و از نظر منتقدین، جهانی شدن عبارت از فرآیندی نابرابر با توزیع نابرابر سودها و زیان‌هاست. این نابرابری و عدم توازن به قطب‌بندی استان‌های ثروتمند و استان‌های فقیر از یک طرف و گروه‌های ثروتمند و فقیر در داخل جوامع که هرچه بیشتر به حاشیه رانده می‌شوند، از طرف دیگر، منجر می‌گردد. برای مثال، در مورد طبقه اجتماعی، عده‌ای از جمله شولت ادعا کرده‌اند که جهانی شدن موجب افزایش امتیازات طبقه ممتاز شده است. فاصله درآمدها تقریباً در همه استان‌ها بیشتر شده است، زیرا محافل ثروتمند بخش عمده منافع ناشی از جهانی شدن را به خود اختصاص می‌دهند. این اتفاق در استان‌های شمال هم روی داده است، ولی استان‌های جنوب طی دوره تسریع جهانی شدن شاهد بیشترین نابرابری‌های درآمد بوده‌اند. در این استان‌ها قشر محدودی در اثر پیوندهای جدید با سرمایه‌داری جهانی به منافع مادی چشمگیری دست یافته‌اند، در حالی که استاندارد زندگی اکثر مردم افت کرده است به این ترتیب، روندهای جهانی شدن، قطب بندی شدن، تمرکز ثروت و حاشیه‌ای شدن به واسطه فرایندهای مشابهی به یکدیگر مرتبط می‌گردند در این فرایند، منابع سرمایه‌گذاری، رشد و تکنولوژی مدرن در معدودی از استان‌های صنعتی متمرکز هستند. بسیاری از استان‌های مرکزی و فاقد مرز مشترک از این فرایند محروم مانده و یا به صورت فرعی و حاشیه‌ای در آن شرکت می‌کنند که اغلب در تضاد با منافع آن‌ها می‌باشد. همین عامل منجر به افزایش نابرابری توزیع درآمد استانی می‌شود که علامت منفی وقفه نابرابری توزیع درآمد استانی گویای این مطلب می‌باشد.

۶-۴- نتایج آزمون خود همبستگی آرلانو - باند[1] در داده‌های پانل

برای تشخیص همبستگی سریالی بین متغیرهای مستقل و علاوه بر این، اعتبار برآورد GMM و مدل 2SLS از آزمون آرلانو - باند استفاده می‌شود و فرضیه‌ی صفر آن مبنی بر عدم خودهمبستگی می‌باشد. برای انجام این آزمون لازم است، ابتدا مدل GMM و مدل 2SLS را برآورد کنیم و سپس آزمون مورد نظر را انجام دهیم. نتایج حاصل از این آزمون در جدول زیر نمایش داده شده است:

[1] Arellano-Bond Serial Correlation Test

جدول (۶): نتایج آزمون خود همبستگی آرلانو – باند برای مدل GMM

استان‌های کشور	آماره	مقدار آماره	سطح احتمال
مدل ۱	M-statistic	-۰/۱۵۸۴۳۷	۰/۸۷۴۱
	M-statistic	-۰/۴۵۴۲۲۷	۰/۶۴۹۷
مدل ۲	M-statistic	-۰/۹۹۸۲۷۰	۰/۳۱۸۱
	M-statistic	-۰/۸۲۷۵۴۴	۰/۴۰۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظه می‌شود که طبق نتایج جدول برای استان‌های کشور و با توجه به سطح معنی فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی میان متغیرها مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

۵-نتیجه‌گیری

هدف از مطالعه حاضر بررسی اثرات توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور، برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ و با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم‌یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) می‌باشد و اثرات شاخص رقابت بانکی، تعداد دستگاه‌های خودپرداز، تعداد شعب بانکی و حجم سپرده بانکی بعنوان زیربخش‌های توسعه بانکی و تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش تولید، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش ساخت‌وساز، تجارت و بیکاری بعنوان زیربخش‌های اجتماعی و اقتصادی بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور مورد آزمون قرار گرفت. بر طبق نتایج تخمین مدل؛ نبودن توزیع امکانات و ثروت در استان‌های ایران، باعث ایجاد نابرابری در مناطق کشور شده است. از منظر این پژوهش در این شرایط عملکرد اقتصاد باز (ارتباط باز اقتصادی بین استان‌ها) نه تنها باعث کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای نمی‌شود، بلکه آن را تشدید می‌کند. از این‌رو عملکرد اقتصاد باز، بازدارنده است. به‌عنوان مثال، ایجاد شرایط مناسب (سیستم بانکی، نرخ بازدهی بالاتر) برای جذب پس‌اندازهای مردم و انجام سرمایه‌گذاری‌های مختلف توسط آنان منجر به انتقال ثروت از استان‌های کمتر توسعه‌یافته به استان‌های توسعه‌یافته می‌گردد و این امر به توسعه‌نیافتگی استان‌های کمتر توسعه یافته دامن می‌زند. هم‌چنین مهاجرت نیروی کار مثالی دیگر از عامل بازدارنده در اقتصاد باز است. رونق‌های اقتصادی برخی از اقتصادهای توسعه یافته‌تر

زمینه مهاجرت نیروی کار به این استان‌ها را فراهم می‌آورد. مهاجرت نیروی کار، رکود فعالیت‌های اقتصادی در استان‌های کمتر توسعه‌یافته را افزایش می‌دهد و احتمالاً منجر به رونق بیشتر در مناطق مهاجرپذیر می‌گردد. این امر علاوه بر افزایش شکاف‌های اقتصادی بین مناطق، مشکلات عدیده اجتماعی را نیز به دنبال دارد. در نهایت؛ نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات آکیف دستک و همکاران (۲۰۲۰)، دنافریو و همکاران (۲۰۱۹)، وین هلد و ریچرت (۲۰۱۸)، نظم‌فر و همکاران (۱۳۹۸)، بهشتی و همکاران (۱۳۹۷) همسو و با نتایج مطالعات سرخوش سرا و همکاران (۱۳۹۹) و رحیمی بدر (۱۳۹۵) مخالف می‌باشد. باتوجه به همین مباحث پیشنهاداتی مطابق با نتایج تخمین مدل در ادامه ارائه می‌گردد:

- کاهش نابرابری و رشد درآمد نه تنها با هم سازگار می‌باشند، بلکه از نظر عملی هم مرتبط هستند. مهم آن است که مسیری برای رشد انتخاب شود که هم‌زمان بهبود توزیع درآمد را نیز به ارمغان آورد. یکی از مشکلات اساسی در برنامه‌های توسعهٔ اقتصادی، تعیین روش‌هایی است که دولت به کمک آن بتواند منابع جامعه را به گونه‌ای اختصاص دهد که رشد اقتصادی، سبب افزایش نابرابری درآمدها در جامعه نشود، زیرا نرخ رشد بالای درآمد ملی لزوماً به کاهش فقر نمی‌انجامد. رشد و توزیع عادلانه‌تر درآمد باید در تعامل و ارتباط نزدیک با یکدیگر باشد و از این‌رو ((رشد توأم با باز توزیع)) و ((رشد همراه با برابری بیشتر)) می‌باید در دستور کار برنامه‌ریزان کشور قرار گیرد.
- بر طبق نتایج به‌دست آمده از برآورد، نابرابری درآمد نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین در صورتی که دولت با بهبود توزیع درآمد برابری بیشتری را در جامعه ایجاد کند، ممکن است نرخ رشد اقتصادی بهبود یابد. البته توصیه سیاستی ایجاد برابری بیشتر از جانب دولت باید با مد نظر قرار دادن برخی از عوامل صورت گیرد. چون بهبود توزیع درآمد که غالباً از طریق مالیات بر درآمد صورت می‌گیرد، ممکن است به عنوان ضد انگیزه برای نیروی کار موجود در جامعه عمل کند و اثر منفی بر نابرابری گذارد. بنابراین آنچه در مورد کشور ایران و استان‌های کشور توصیه می‌شود، ایجاد برابری بیشتر در جامعه است، اما این بهبود توزیع درآمد باید با احتیاط از جانب دولت صورت گیرد تا بهبود رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

- افزایش بیکاری نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد، برای همین دولت باید با اصلاح روش‌های مدیریتی و سیاست‌های صحیح اقتصادی در جهت کاهش بیکاری در جامعه عمل کند. همچنین در صورت بروز بیکاری فزاینده در استان‌های کشور با اتخاذ تدابیری مثل؛ توسعه کارآفرینی و توانمندسازی فقرا و اقشار کم درآمد، توانمند سازی جوانان، زنان، فارغ‌التحصیلان و سایر افراد جویای کار، ایجاد فرصت‌های برابر اجتماعی برای کسب آموزش و مهارت و دسترسی به سرمایه‌های مالی از طریق بازارهای مناسب، افزایش سرمایهٔ انسانی در اقشار کم درآمد و رفع عدم تعادل‌های منطقه‌ای از طریق متعادل نمودن توزیع امکانات عمومی (اجتماعی، فرهنگی، آموزشی) و تأمین حداقل معیشت گروه‌های کم درآمد و اقشار آسیب‌پذیرجامعه، شامل، بهره‌مندی از بهداشت عمومی، برخورداری از آموزش و پرورش عمومی، داشتن حداقل سر پناه قابل قبول و امنیت غذایی نابرابری درآمدی را کاهش و باعث بهبود درآمدی میان اقشار جامعه شود.

- **تقدیر و تشکر**

- در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از ..... و ..... برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

- **تضاد منافع**

- نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. آقایی، مجید، قنبری، علی، عاقلی، لطفعلی و صادقی، حسین (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصییح خطای پانل چند متغیره. فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۹، ۱۸۵-۱۴۸.

۲. ابراهیم‌زاده، عیسی، موسوی، میرنجف و کاظمی‌زاد، شمس‌اله (۱۳۹۱). تحلیل فضایی نابرابری‌های منطقه‌ای میان مناطق مرزی و مرکزی ایران. *فصلنامه ژئوبلیک*، ۸(۱)، ۲۳۵-۲۱۴.

۳. اکبری، نعمت‌اله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور بک رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، ۴(۱۳)، ۱۳-۱.

۴. بهشتی، محمدباقر، محمدزاده، پرویز و جمشیدی، عذرا (۱۳۹۷). بررسی نابرابری توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۲۶ (۸۵)، ۱۵۰-۱۰۹.

۵. برو، رابرت و آپوستولوس، سرلتیس (۱۳۹۲). *اقتصاد کلان یک رویکرد جدید، جلد اول: رشد و نوسانات اقتصادی*، (ترجمه اکبر کمیجانی و دیگران). انتشارات دانشگاه تهران، چاپ سوم.

۶. توکلی‌نیا، جمیله و شالی، محمد (۱۳۹۱). نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران. *آمایش محیط*، ۵(۱۸)، ۱۵-۱.

۷. تقوی، مهدی و رضایی، ابراهیم (۱۳۸۹). گذار پس‌انداز و نقش تعیین‌کننده آن در اقتصاد. *فصلنامه کتب علوم اسلامی و انسانی*، ۱۰(۳۹)، ۳۶-۱۳.

۸. حسینی، سید شمس‌الدین (۱۳۹۴). توزیع درآمد در ایران با استفاده از شاخص‌های بینی و اتکینسون در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۴)، ۵۵-۷۴.

۹. خدادادکاشی، فرهاد و حیدری، خلیل (۱۳۸۷). بررسی توزیع درآمد در ایران کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۴، ۱۷۹ -۱۵۱.

۱۰. سرخوش‌سرا، علی، نصراللهی، خدیجه، آذربایجانی، کریم، بخشی دستجردی، رسول. (۱۳۹۹). تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب

دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۹)، ۲۹-۵۴.

۱۱. شهیکی‌تاش، محمدنبی، یغفوری، حسین و درویشی، باقر (۱۳۹۴). بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت). *فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۵(۱۷)، ۳۰-۱۵.

۱۲. عسگری، علی و اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، *تئوری و کاربردی جامعه‌شناسی کاربردی*، ۱۲(۱ و۲)، ۱۲۲-۹۳.

۱۳. عمادزاده، مصطفی، دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها. اقتصاد مقداری، ۶(۱)، ۲۶-۱.

۱۴. عرب‌مازار، عباس و کشوری‌شاد، علی (۱۳۸۴). بررسی اثرساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۵(۱۵)، ۵۱-۲۷.

۱۵. علمی، زهرا و رنجبر، امید (۱۳۹۳). آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۱)، ۲۱۰ - ۱۸۹.

۱۶. رحمانی، تیمور (۱۳۹۰). تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل‌گیری همگرایی منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۱(۳۵)، ۵۱-۷۸.

1- Akbari, N., & Moayedfar, R. (2004). Investigating the Convergence of Per capita Income between the Provinces of the Country Beck Spatial Econometric Approach. *Journal of Economic Research*, 4(13), 1-13 (In Persian.

2- Aghaei, M., Ghanbari, A., Aqeli, L. A., & Sadeghi, H. (2013). Investigating the Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iranian Provinces Using the Integration Model and Multivariate Panel Error Correction. *Journal of Economics and Modeling*, *9*, 185-148.

3- Arab Mazar, A., & Keshvary Shad, A. (2006). Investigating the effect of population age structure on economic growth. *Research on Sustainable Growth and Development (Economic Research)*, 5(15), 27-51 (In Persian).

4- Ascher, W., & Krupp, C. (2010). Distributional implications of alternative financing of physical infrastructure development. In *Physical*

Infrastructure Development: Balancing the Growth, Equity, and Environmental Imperatives (pp. 35-68). Palgrave Macmillan, New York.
5- Asgari, A., & Akbari, N. (2001). Methodology of Spatial Econometrics, *Theory and Application Applied Sociology*, 12 (1 and 2), 93-122 (In Persian).
6- Autor, D. H. (2014). Skills, education, and the rise of earnings inequality among the "other 99 percent". *Science*, *344*(6186), 843-851.
7- Bagchi, S., & Svejnar, J. (2015). Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty. *Journal of Comparative Economics*, *43*(3), 505-530.
8- Baum-Snow, N., & Pavan, R. (2013). Inequality and city size. *Review of Economics and Statistics*, *95*(5), 1535-1548.
9- Beheshti, M. B., Mohammadzadeh, P., & Jamshidi, O. (2018). Investigating Inequality of Income Distribution among Provinces of Iran Using Spatial Data Exploratory Analysis Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 26(85), 109-150 (In Persian).
10- Benfratello, L., Schiantarelli, F., & Sembenelli, A. (2008). Banks and innovation: Microeconometric evidence on Italian firms. *Journal of Financial Economics*, *90*(2), 197-217.
11- Bero, R., & Apostolos, S. (2013). Macroeconomics A New Approach, Volume One: Economic Growth and Fluctuations, (translated by Akbar Komijani et al.). University of Tehran Press, third edition (In Persian).
12- Berger, A. N., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., & Haubrich, J. G. (2004). Bank concentration and competition: An evolution in the making. *Journal of Money, Credit and Banking*, 433-451.
13- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2015). Immigration and the Distribution of Incomes. In *Handbook of the economics of international migration* (Vol. 1, pp. 793-843). North-Holland.
14- Charlton, A., & Stiglitz, J. E. (2008). Capital market liberalization and poverty. *Capital market liberalization and development*, 121-138.
15- Claessens, S., & Feijen, E. (2007). *Financial sector development and the millennium development goals*. The World Bank.
16- Claessens, S., & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence. *Journal of comparative Economics*, *35*(4), 748-773.
17- De Bonis, R., Pozzolo, A. F., & Stacchini, M. (2011). The Italian banking system: Facts and interpretations. *Available at SSRN 2126074*.
18- Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2009). Finance and inequality: Theory and evidence. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, *1*(1), 287-318.
19- D'Onofrio, A., Minetti, R., & Murro, P. (2019). Banking development, socioeconomic structure and income inequality. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *157*, 428-451.
20- Ebrahimzadeh, I., Mousavi, M. N., & Kazemizad, Sh. (2012). Spatial analysis of regional inequalities between border and central regions of Iran. *Geoblick Quarterly*, 8(1), 214-235 (In Persian).

21- Elmi, Z., & Ranjbar, O. (2014). Club Convergence Test between Provinces of Iran: New Findings Using Nonparametric Analysis. *Economic Research*, 49 (1), 189 – 210 (In Persian).

22- Emadzadeh, M., Dalali Esfahani, R., Samadi, S., & Mohammadi, F. (2009). The effect of labor quality on economic growth in selected countries. *Quantitative Economics*, 6(1), 1-26 (In Persian).

23- Guiso, L., Pistaferri, L., & Schivardi, F. (2013). Credit within the Firm. *Review of Economic Studies*, *80*(1), 211-247.

24- Herrera, A. M., & Minetti, R. (2007). Informed finance and technological change: Evidence from credit relationships. *Journal of Financial Economics*, *83*(1), 223-269.

25- Hosseini, S. Sh. (2015). Income distribution in Iran using nasal and Atkinson indicators in the years 2002-2014. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, 23(74), 55-74 (In Persian).

26- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74.

27- Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: a panel data approach. *Empirical Economics*, *51*(1), 291-314.

28- Kappel, V. (2010). The effects of financial development on income inequality and poverty. *CER-ETH-Center of Economic Research at ETH Zurich, Working Paper*, (10/127).

29- Khodadadkashi, F., & Heidari, Kh. (2008). Investigation of income distribution in Iran Application of tile index, Atkinson and Gini coefficient. *Economic Research Journal*, 4, 151-179 (In Persian).

30- Kim, D. H., & Lin, S. C. (2011). Nonlinearity in the financial development–income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, *39*(3), 310-325..

31- Kpodar, K., & Singh, R. J. (2011). *Does financial structure matter for poverty? evidence from developing countries*. The World Bank.

32- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

33- Rahmani, T. (2012). Interpretation of time series model and inequality indicators from the formation of regional convergence in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 11(35), 51-78 (In Persian).

34- Romer, D. (1993). The new Keynesian synthesis. *Journal of economic perspectives*, *7*(1), 5-22.

35- Sarkhoshsara, A., Nasrollahi, Kh., Azerbaijani, K., & Bakhshi Dastjerdi, R. (2020). Analysis of Factors Affecting Income Inequality in Iran in the Framework of Thomas Piketty Perspectives: A Structural

Vector Self-Explained Approach. *Journal of Economic Growth and Development Research, 10*(39), 29-54.

36- Shahikitash, M. N., Yaghfori, H., & Darvish, B. (2015). Investigating the severity of spatial imbalances and welfare regions in the provinces of Iran (comparative welfare study based on Harvey and Smith perspective). *Regional Planning Quarterly*, 5(17), 15-30 (In Persian).

37- Taghavi, M., & Rezaei, E. (2011). The transition of savings and its decisive role in the economy. *Islamic and Humanities Books Quarterly*, 10(39), 13-36 (In Persian).

38- Tavaklonia, J., & Shali, Mo. (2012). Regional inequalities in Iran. *Environmental planning*, 5 (18), 1-15 (In Persian).

39- Weinhold, D., & Nair-Reichert, U. (2009). Innovation, inequality and intellectual property rights. *World Development*, *37*(5), 889-901.

40- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics letters*, *97*(3), 185-190.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی