اثر توسعۀ مالی بر بهره‌وری نیروی کار: کاربردی از همجمعی در داده‌های پانل پویا

ناصر سیف اللهی[1]
استادیار دانشگاه محقق اردبیلی
هاتف حاضری[2]
استادیار دانشگاه محقق اردبیلی

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۵/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۳

چکیده

موضوع بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد، اهمیت فزاینده‌ای در پایداری مؤثر اقتصاد کلان داشته که از عوامل مالی و غیرمالی مختلفی تأثیر می‌پذیرد. در این مطالعه با به‌کارگیری مدل تعدیل جزئی برای لحاظ درون‌زایی بهره‌وری نیروی کار، اثر مستقیم توسعۀ مالی بر بهره‌وری نیروی کار با استفاده از تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در منطقۀ خاورمیانه و شمال آفریقا طی دورۀ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۴ مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج تجربی مطالعه تأیید می‌کند که در گام اول اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی به‌عنوان بخشی از تولید ناخالص داخلی به‌طور مثبت بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. ثانیاً سطوح بالای آموزش و بهداشت منجر به سطح بالای بهره‌وری نیروی کار می‌شود. علاوه بر این افزایش آزادی تجاری از طریق انتقال تکنولوژی و دانش موجب ارتقای بهره‌وری نیروی کار می‌شود. در نهایت سایر نتایج، انتقال عملکرد GDP به ازای هر شاغل به دوره بعد و به‌عبارت‌دیگر پویایی‌های بهره‌وری نیروی کار را تأیید می‌کند.

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری نیروی کار، توسعه مالی، پانل پویا، گشتاورهای تعمیم یافته.

1- Naser_Seifollahi@yahoo.com

۲- نویسنده مسئول: Hatef_Hazeri@yahoo.com

DOI: 10.22067/pm.v24i13.57736

طبقه‌بندی JEL: J24, O16, E44, C23

مقدمه

یکی از پیش‌فرض‌های اصلی توسعه اقتصادی پایدار هر بخش اقتصاد ملی، استفاده کارآ و بهینه از عوامل تولید اصلی از قبیل نیروی کار، زمین و سرمایه می‌باشد. طبق تئوری‌های اقتصادی نقش نیروی کار در فرایند تولید تغییرات قابل توجهی را در طول گذشته داشته است. این تغییرات شامل مفاهیم نیروی کار بوده که از یک طرف توانایی‌های فیزیکی و از طرف دیگر بهره‌وری ناشی از انباشت دانش مهارت‌ها و تجارب نیروی کار را ارزیابی می‌کند. علاوه براین موضوع بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد اهیمت فزاینده‌ای در پایداری مؤثر اقتصاد کلان دارد. این امر دلیلی برای کشورهای مختلف شده است که توانایی‌ها و قابلیت‌های اقتصادشان را در راستای ارتقای بهره‌وری نیروی کار بکار گیرند. ازاین‌رو مطالعات مختلفی اثرات عوامل مختلف از قبیل سرمایه انسانی، انباشت سرمایه، یهداشت، آموزش و غیره بر بهره‌وری نیروی کار را مورد آزمون قرار داده‌اند.

از سوی دیگر، فرایند توسعه مالی به‌طور چشمگیری معماری اقتصادی را در سراسر جهان در طی چند دهه گذشته تغییر داده است. اوایل قرن بیستم شاهد گسترش فوری و ناگهانی مطالعات تجربی و تئوری است که اهمیت نسبی مالی به رشد را مستند می‌نماید. ایده اصلی تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی مبتنی بر شومپیتر (Schumpeter, 1912) و باگوتی (Bagehot, 1873) می‌باشد. علاوه براین، برخی از مطالعات از قبیل پاگانو (Pagano,1993)، دگریگوری (De Gregorio, 1996)، اوترول (Outrivelle, 1999)، ایوانز و همکاران (Evans et al,. 2002) و پاپاگنی (Papagni, 2006) روابط معنی‌داری را بین توسعه مالی و سرمایه انسانی در ادبیات دریافت نموده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، این مطالعات نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین توسعه مالی و رشد اقتصادی و سرمایه انسانی وجود دارد. به‌طورکلی، تحلیل‌های تجربی ازجمله مطالعات سطح بنگاهی، مطالعات سطح صنعتی، مطالعات تک کشوری و مقایسات گسترده بین-کشوری نشان می‌دهد که ارتباط مثبت قوی بین عملکرد سیستم مالی و رشد اقتصادی بلندمدت وجود دارد (اوترول،Outrivelle, 1999، حاضری و سیف اللهی،Hazeri & Seifollahi, 2016). از سوی دیگر با توجه به ادبیات موجود، مطالعات نظری و تجربی نشان می‌دهد رابطه مثبتی بین توسعه مالی و رشد بهره‌وری درنتیجه توسعه بازارهای مالی و نهادها که بخش مهم و جدانشدنی از فرایند رشد می‌باشد، وجود دارد (لوین، Levine, 1997) که بدون شک این رابطه می‌تواند بر

بهره‌وری نیروی کار نیز اثرگذار باشد.

بااین‌وجود، در مطالعات تجربی گذشته اثر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار مورد بررسی قرار گرفته نشده است. در واقع عمده مطالعات اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی یا سرمایه انسانی را مورد بررسی قرار داده‌اند. به‌عبارت‌دیگر نقش مستقیم سیستم مالی در ارتقای بهره‌وری نیروی کار در ادبیات به‌طور گسترده نادیده گرفته شده است. ازاین‌رو، هدف اصلی این مقاله بررسی اثر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار با استفاده از تکنیک پانل پویای (DPD)[1] بین کشوری مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[2] با تأکید بر رویکرد همجمعی در داده‌های پانل دیتا در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی۲۰۱۴-۲۰۰۰ می‌باشد[3]. ادامه مقاله به این صورت سازماندهی شده است بخش بعدی ادبیات در مورد توسعه مالی و بهره‌وری نیروی کار فراهم می‌کند. داده‌ها و نتایج تجربی در بخش سه ارائه شده و در نهایت بخش چهار مقاله نیز نتیجه‌گیری می‌کند.

توسعه مالی و بهره‌وری نیروی کار: مرور ادبیات

به‌طورکلی، بهره‌وری معمولاً به‌عنوان نسبت میزان تولید به میزان به‌کارگیری عامل تولید تعریف می‌شود. در تجزیه‌وتحلیل اقتصادی و آماری یک کشور از میان سنجه‌های بهره‌وری از قبیل بهره‌وری چندعاملی یا بهره‌وری سرمایه، بهره‌وری نیروی کار مهم می‌باشد چراکه بهره‌وری نیروی کار معیار آشکارکننده چندین شاخص اقتصادی است که اندازه‌گیری پویا از رشد اقتصادی، رقابت و استانداردهای زندگی در اقتصاد را ارائه می‌دهد. معیارهای بهره‌وری نیروی کار (و هر آنچه را که در این معیار بکار می‌رود) به توضیح پایه‌های اقتصادی اصلی را که برای هر دو رشد اقتصادی و توسعه اجتماعی لازم می‌باشد، کمک می‌نماید (OECD,2001).

از سوی دیگر توسعه مالی در بهبود کیفیت، کمیت و یا کارایی سیستم‌های مالی تعریف می-

---

1- Dynamic Panel Data.

2- Generalized Method of Moments.

۳- نمونه کشوری بر مبنای حداکثر اطلاعات موجود شامل کشورهای بحرین، جیبوتی، مصر، ایران، عراق، فلسطین اشغالی، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، جمهوری عربی سوریه، تونس، امارات متحده عربی و کرانه باختری و نوار غزه می‌باشد.

شود که متشکل از بازارهای مالی، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی می‌باشد. شهود اصلی این است که بازارهای مالی منجر به ارتقای بهره‌وری از طریق تخصیص سرمایه کارآمد در فرایند تخریب مؤثر[1]، انتقال سرمایه از صنایع روبه‌زوال به صنایعی دارای چشم‌اندازهای رشد خوب می‌شود (هسیه و لنو، Hsieh & Klenow, 2007؛ ریستیا و راجرسون، Restuccia & Rogerson, 2007). همچنین بهره‌وری پایین عوامل در کشورهای در حال توسعه می‌تواند توسط تخصیص نامناسب منابع در میان واحدهای تولیدی توضیح داده شود. یک سیستم مالی کارآمد پذیرش فناوری مدرن را برای توسعه فزاینده صنایع مبتنی بر دانش و تکنولوژی از طریق ارائه تسهیلات اعتباری و سایر خدمات تسهیل می‌نماید (جیمز، James, 2009). پیشرفت در خدمات ارائه شده توسط سیستم مالی باعث کاهش هزینه اطلاعاتی و معاملاتی شده که منجر به افزایش نوآوری و بهره‌وری کشور می‌گردد. به‌طورکلی، در تحقیقات مرتبط با تأثیر توسعه مالی مترقی، تمرکز نویسندگان عمدتاً بر اثرات منفی و مثبت رشدی بود. عمده مباحث نظری بر رشد ناشی از توسعه مالی نشان می‌دهند که از طریق تخصیص مطلوب سرمایه، رشد اقتصادی باید بالاتر باشد (اگنیسکا، Agnieszka, 2012).

دیدگاه غالب در اقتصاد این است که توسعه مالی منجر به رشد و بهره‌وری از طرق مختلف می‌شود. به‌عنوان‌مثال، نهادهای مالی جهت تشخیص پروژه‌های بالقوه مناسب‌تر می‌باشند؛ چراکه نهادهای مالی به اندازه کافی برای پرداخت هزینه‌های ثابت جمع‌آوری اطلاعات پروژه‌های فردی و تجزیه‌وتحلیل کارآمد اطلاعات بزرگ می‌باشند. علاوه براین، زمانی که پروژه‌ای شروع می‌شود نهادهای مالی بهتر می‌توانند بر مدیران در راستای به‌کارگیری مولد منابع نظارت داشته باشند. یکی دیگر از کارکردهای مهم سیستم مالی جمع‌آوری و پردازش اطلاعات (ارتقای بهره‌وری) پروژه-های سرمایه‌گذاری به روش کارآمدی هزینه است که منجر به کاهش هزینه سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران حقیقی می‌شود (کینگ و لوین، (King & Levine, 1993)). بازارهای مالی می-توانند منابع لازم برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بزرگ را از پس‌اندازکنندگان جمع‌آوری نمایند. علاوه براین نهادهای مالی تجمیع و هجینگ ریسک ذاتی در پروژه‌های فردی و صنایع را

1- Process of Creative Destruction.

تسهیل می نمایند. بنابراین نهادها و بازارهای مالی توسعه یافته منجر به افزایش رشد و بهره‌وری نیروی کار از طریق افزایش سرمایه و کاهش ریسک و انتقال سرمایه از پس‌اندازکنندگان به پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود (Economic Letter, 2003). بازارهای مالی (شامل اوراق تجاری و اوراق قرضه)، ابزارهای مالی (از گواهی سپرده تا قراردادهای آتی و مشتقات) و نهادهای مالی (از بانک‌ها تا شرکت‌های بیمه و صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری و صندوق‌های بازنشستگی) فرصت‌هایی را به سرمایه‌گذاران در راستای تخصصی شدن در بازار یا خدمات خاص، تنوع سازی ریسک و یا هردو ارائه می‌دهند (SFFED, 2005). آشکار است که عوامل مذکور منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی به ازای هر کارگر و به‌عبارت‌دیگر بهره‌وری نیروی کار می‌شود.

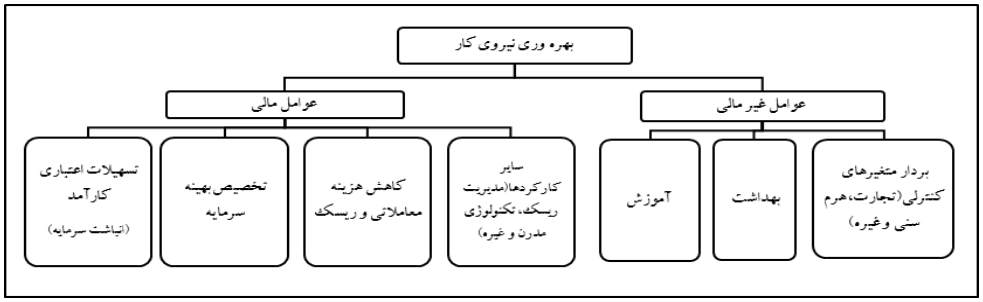
مطالعات متعددی اثرات عوامل غیرمالی بر بهره‌وری نیروی کار را مورد بررسی قرار داده‌اند، اما اثر مستقیم توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار نادیده گرفته شده است. به‌طورکلی توسعه مالی می‌تواند منجر به رشد بهره‌وری کل عوامل (TFP)[1] از طریق افزایش بهره‌وری نهایی سرمایه (گلداسمیت، Goldsmith, 1969) و یا بهبود کارایی تخصیص سرمایه به‌منظور افزایش نرخ پس-انداز کل و سطح سرمایه‌گذاری شود (مک‌کینون (McKinnon, 1973)، شاو (Shaw, 1973).

بیروا و همکاران (Buera et al., 2008) مدلی را که بخش‌های تجاری و غیرتجاری در اندازه هزینه‌های ثابت عملیاتی متمایز بودند، توسعه دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که اصطکاک مالی[2] به‌طور غیرمتناسبی بر بهره‌وری کل عوامل در بخش تجاری که دارای هزینه‌های ثابت بالا می‌باشند، تأثیر می‌گذارد. همچنین، توسعه مالی کمتر منجر به تخصیص غیرکارآمد سرمایه به سمت فعالیت‌هایی با بهره‌وری پایین می‌شود.آریزالاو همکاران (Arizala et al., 2009) با استفاده از پانل غیرمتوازن ۲۶ صنعت تولیدی در ۷۷ کشور طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۶۳، شواهدی از ارتباط مثبت و معنی‌دار بین توسعه مالی، اندازه‌گیری شده به‌وسیله نسبت اعتبارات خصوصی به تولیدناخالص داخلی، و رشد بهره‌وری کل عوامل در سطح صنعتی وجود دارد. این یافته‌ها همچنین در مطالعه جیننی و همکاران

1- Total Factor Productivity.
2- Financial Frictions.

(Jeanneney et al., 2006) تأکید شده است، آن‌ها تأثیر توسعه مالی بر رشد بهره‌وری در چین را با استفاده از پانل دیتا ۲۹ استان چین طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۳ و به‌کارگیری برآورد سیستم گشتاورهای تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند. نتایج تجربی نشان داد که توسعه مالی اندازه‌گیری شده به‌وسیله شاخص رقابت بانکی و شاخص اعتبار عمومی به‌طور معنی‌دار در رشد بهره‌وری چین عمدتاً از طریق اثرات مطلوب آن بر کارایی تأثیر دارد. مطالعات دیگری از قبیل مطالعه روبینی و مارتین (Roubini & Martin, 1991) بر بیش از ۵۳ کشور و مطالعه آقین و همکاران (Aghion et al., 2005) بر ۷۱ کشور، یافته‌های مشابهی را به دست آورده‌اند.

در ارتباط با عوامل غیرمالی مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار، برخی از مطالعات از قبیل گریفث و همکاران (Griffith et al., 2000)، وانگ و تسای (Wang &Tsai, 2003)، هوآ (Hua, 2005)، سارکویس و آرباکه (Sarquis &Arbache, 2005)، لاپلانه و همکاران (Laplagne et al., 2007) نتیجه گرفتند که تحقیق و توسعه و آموزش اثر مثبت معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. به لحاظ تئوری، آموزش منجر به به‌کارگیری کارآتر سرمایه فیزیکی توسط کارگران درنتیجه توسعه و انتشار فناوری‌های جدید و بهبود ظرفیت یادگیری و اقتباس تکنولوژی‌های ارائه شده توسط کشورهای توسعه یافته می‌شود. به‌طورکلی، نظریه سرمایه انسانی بر این دیدگاه تأکید دارد که افراد با سطح آموزش بالا و بیماری‌های مزمنی کمتر (سطح بهداشت بالا) دارای سطح بهره‌وری بالایی می‌باشند (فوربس، بارکر وترنر،(Forbes, Barker & Turner, 2010). همچنین مطالعاتی از قبیل مطالعه کو و هلپمن (Coe & Helpman,1995) بر ۲۲ کشور عضوOECD ، کو و همکاران (Coe et al, 1997) در یک نمونه از کشورهای صنعتی و کشورهای در حال توسعه (۷۷ کشور در مجموع)، کانلی (Connolly,1997) بر ۳۲ کشور، کلر (Keller,1998)، کامرون و همکاران (Cameron et al., 1999) بر سطح بهره‌وری صنعتی انگلستان، میلر و آپادیی (Miller & Upadhyay, 2000) بر ۸۳ کشور و مطالعه آیزکسن (Isaksson, 2001) بر ۷۳ کشور دریافتند که تجارت به‌عنوان حامل معنی‌دار دانش و تکنولوژی منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل و سرمایه انسانی می‌شود. بنابراین، طبق شواهد تئوری و تجربی کلیه عوامل مالی و غیرمالی مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار به‌صورت شکل (۴) خلاصه می‌شود.



شکل(۱): عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار
مأخذ: یافته‌های تحقیق

تصریح مدل و نتایج تجربی

مدل استفاده شده برای ارزیابی تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار بر اساس یافته‌های تجربی و مباحث تئوریکی با تمرکز بر تصریح فوربس، بارکر و ترنر (Forbes, Barker & Turner, 2010)می‌باشد. صریحاً مدل رگرسیون برای برآورد اقتصادسنجی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LP_{it}^{*} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 Z_{it} + U_{it} \qquad (۱)$$

که در آن iدلالت بر تعداد کشورها، tزمان، LP_{it}^{*}نشان‌دهنده سطح بهره‌وری نیروی کار بلندمدت و مطلوب، FD_{it}توسعه مالی، Z_{it}بردار متغیرهای کنترلی (آموزش و بهداشت و تجارت) و U_{it}جزء خطا می‌باشد. آشکار است که بهره‌وری نیروی کار به‌طور تدریجی به سطح بهینه و مورد انتظار تعدیل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر مدل بهره‌وری نیروی کار با مکانیسم تعدیل جزئی به‌عنوان معروف‌ترین مکانیسم تعدیلی می‌تواند به صورت زیر ارائه شود:

$$LP_{it} - LP_{i,t-1} = \gamma (LP_{it}^{*} - LP_{i,t-1}) \qquad (۲)$$

که LP_{it}سطح واقعی بهره‌وری نیروی کار در انتهای دوره t و γپارامتر تعدیل (به‌عنوان سرعت تعدیل) که بین صفر و یک می‌باشد. معادله بالانشان می‌دهد که در هر دوره درصدی از اختلاف بین سطح واقعی و مطلوب بهره‌وری نیروی کار کاهش می‌یابد. با جایگزینی معادله (۱) در معادله دوم و جبر ساده، معادله (۲) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$LP_{it} = \beta_0 \gamma + \beta_1 \gamma FD_{it} + \beta_2 \gamma Z_{it} + (1-\gamma) LP_{i,t-1} + \gamma U_{it} \qquad (۳)$$

بنابراین جهت ارزیابی تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار، مدل نهایی به صورت زیر ارائه

می‌شود:

$$LP_{it} = \delta_0 + \delta_1 FD_{it} + \delta_2 TO_{it} + \delta_3 EDU_{it} + \delta_4 Hper_{it} + \delta_5 LP_{i,t-1} + e_{it} \quad (۴)$$

همان‌طوری که اشاره شد، LP_{it} بیانگر بهره‌وری نیروی کار (تولیدناخالص داخلی هر فرد شاغل)[۱]، FD_{it} شاخص توسعه مالی (اندازه‌گیری شده با اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP)[۲]، TO_{it} آزادی تجاری (اندازه‌گیری شده با درصد حجم تجارت از GDP)، EDU_{it} مخارج آموزشی (درصدی از GNI)[۳]، $Hper_{it}$ مخارج بهداشتی سرانه (برحسب برابری قدرت خرید، به دلار آمریکا)، $LP_{i,t-1}$ وقفه بهره‌وری نیروی کار و $e_{it} = \gamma U_{it}$ جمله اخلال می‌باشد که اغلب فرض می‌شود دارای دو جزء مجزا باشد ($e_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$)[۴]. دیتای مورد استفاده از بانک اطلاعات بانک جهانی گرفته شده است (شاخص‌های توسعه جهانی، WDI, 2014).

قبل از برآورد مدل باید ویژگی‌های مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون مرسوم ریشه واحد مورد بررسی قرار داد. در این بخش آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) فیشر را به خاطر

۱- دستمزد ساعتی نیز به عنوان شاخص بهره‌وری نیروی کار (با فرض بازار رقابتی کامل : که دستمزد برابر ارزش بهره‌وری نیروی کار است) می‌تواند بکار گرفته شود. در حالی که دستمزدها به احتمال زیاد به عنوان شاخص مناسب اثرات آموزش بر بهره وری نیروی کار می‌تواند باشد. در مسائل آماری و روشهایی که در آن تابع بازار نیروی کار از دستمزد به عنوان یک شاخص بکار می‌گیرد، ممکن است منجر به نتایج کمتر و یا بیش‌برآوردی (اریب) اثرات منفی بهداشت ضعیف بر بهره وری نیروی کار شود (فوربس، بارکر وترنر،(Forbes, Barker & Turner, 2010)). نکته دیگر اینکه دستمزد در بسیاری کشورها از جمله در اقتصاد ایران دستوری بوده و لذا انعکاسی از بهره وری نیست و به همین جهت از شاخص تولیدناخالص داخلی هر فرد شاغل به عنوان پروکسی بهره وری استفاده شده است.

۲- معیار اصلی برای توسعه مالی، نسبت اعتبارات خصوصی به تولیدناخالص داخلی می‌باشد که این معیار توسعه واسطه‌های مالی را نیز در برمی‌گیرد (بک و همکاران، Back et al., 2000). طبق لوین و همکاران (Levine et al., 2000) و بک و همکاران (Levine et al., 2000) اعتبارات خصوصی (PRIVATE) ارزش اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط واسطه‌های مالی نسبت به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود.

۳- مخارج آموزشی اشاره به هزینه‌های عملیاتی جاری در آموزش شامل حقوق و دستمزد به استثنای مخارج سرمایه‌ای در ساختمان و تجهیزات می‌باشد.

۴- جهت نشان دادن جمله اخلال فرض می‌کنیم که اثرات تکی (مقطعی) در اینجا وجود دارد، ممکن است اثرات زمان نیز باشد،که مورد متقارن می‌باشد، و یا هر دوی آنها. بنابراین جزء خطا دارای سه مؤلفه می‌باشد ($e_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$).

انعطاف‌پذیری بیشتر و قابلیت اجرا برای پانل نامتوازن و همچنین به‌کارگیری اثرات ثابت مقطعی (تکی) به‌عنوان رگرسور و محاسبه خودکار اختلاف وقفه و پهنای باند[1] استفاده می‌کنیم. نتایج در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد (آزمون Fisher-ADF)

متغیر	وضعیت	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		
		سطح متغیر	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
بهره‌وری نیروی کار	عرض از مبدأ و روند	۱۳۳/۴(۰/۰۰) *	-	I(0)
شاخص توسعه مالی	عرض از مبدأ و روند	۵۳/۹۶(۰/۱۱)	۲۳۲/۰(۰/۰۰)	I(1)
مخارج آموزشی	عرض از مبدأ و روند	۱۹۳/۶(۰/۰۰) *	-	I(0)
مخارج بهداشتی	عرض از مبدأ و روند	۶۰/۵۴(۰/۰۳۱) **	-	I(0)
آزادی تجاری	عرض از مبدأ و روند	۶۷/۲۹(۰/۰۱)	-	I(0)

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

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

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرهای مدل به‌جز شاخص توسعه مالی در سطح مانا می‌باشد، به‌عبارت‌دیگر متغیر شاخص توسعه مالی دارای ریشه واحد می‌باشد. ازاین‌رو همجمعی مدل باید مورد آزمون قرار گیرد. مهم‌ترین نکته در تجزیه‌وتحلیل‌های همجمعی آن است که با وجود غیرایستا بودن اغلب متغیرهای مدل و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشد. آزمون‌های همجمعی پانلی قدرت و اعتبار بیشتری در مقایسه با آزمون‌های همجمعی مقطعی مجزا داشته و حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه و اندازه نمونه کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی (Baltagi , 2005). در این مطالعه، برای اطمینان از همجمع بودن متغیرها، از آزمون همجمعی پانل دیتای پدرونی[2](Pedroni, 1997, 1999) استفاده می‌شود. آزمون‌های پیشنهاد شده توسط وی طوری هستند که ناهمگنی‌های موجود بین کشورها را در نظر می‌گیرند. فرضیه صفر در

۱- با استفاده از معیار شوارتز برای اختلاف وقفه و روش Newey-West و Bartlett kernel برای پهنای باند.

2- Panel Co-integration Test

این آزمون بیان می‌کند که در هر مقطع (کشور)، متغیرهای آن همجمع نیستند. فرضیه مقابل فرضیه صفر نیز اشاره به این دارد که برای هر کشور، یک بردار همجمعی وجود دارد. یکی از خصوصیات خوب این آزمون این است که لزومی ندارد این بردارها برای تمام مقاطع یکسان باشند. زیرا بردارهای همجمعی اکیداً همگن نیستند. پدرونی هفت آماره همجمعی پانل را ارائه کرده است که چهار نوع از این آماره‌ها مبتنی بر رویکرد درون گروهی[1](درون کشوری) و سه نوع دیگر نیز مبتنی بر رویکرد بین گروهی[2] یا همان بین کشوری است. پدرونی (Pedroni, 1999) در ارتباط با همجمعی 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:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta_{1i} X_{1,it} + \beta_{2i} X_{2,it} + \ldots + \beta_{mi} X_{m,it} + \varepsilon_{it}$$
$$t = 1,\ldots,T \qquad i = 1,\ldots N \tag{۵}$$

معادله بالا نشان می‌دهد که کلیه ضرایب و به تبع آن بردارهای همجمعی در بین مقاطع تغییر می‌کند و ازاین‌رو، مدل ناهمگنی[3] بین مقاطع را در نظر می‌گیرد. آماره‌های پدورنی مبتنی بر رویکرد درون گروهی (درون کشوری) به صورت زیر می‌باشد.

الف: آماره v پانل:

$$Z_{v\,N,T} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \tag{۶}$$

ب: آماره rho پانل:

$$Z_{rho\,N,T-1} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \times \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \tag{۷}$$

ج: آماره ناپارامتریک pp پانل:

$$Z_{pp\,N,T} = \left(\hat{\sigma}_{N,T}^{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1/2} \times \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \tag{۸}$$

1- Within-Dimension
2- Between-Dimension
3- Heterogeneity

د: آماره پارامتریک ADF پانل:

$$Z_{ADF\ N,T} = \left(\hat{S}^{*2}_{N,T} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{11i} \hat{e}^{*2}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}^{-2}_{11i} \hat{e}^{*}_{i,t-1} \Delta \hat{e}^{*}_{i,t} \qquad (۸)$$

همچنین آماره‌های پدرونی مبتنی بر رویکرد بین گروهی (بین کشوری) نیز به صورت زیر می‌باشد:

الف: آماره rho گروهی:

$$\tilde{Z}_{rho\ N,T-1} = \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}^{2}_{i,t-1} \right)^{-1} \times \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \qquad (۹)$$

ب: آماره ناپارامتریک pp گروهی:

$$\tilde{Z}_{pp\ N,T} = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\sigma}^{2} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}^{2}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \times \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right) \qquad (۱۰)$$

ج: آماره پارامتریک ADF گروهی:

$$\tilde{Z}_{ADF\ N,T} = \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{S}^{*2}_{i} \hat{e}^{*2}_{i,t-1} \right)^{-1/2} \times \sum_{t=1}^{T} \hat{e}^{*}_{i,t-1} \Delta \hat{e}^{*}_{i,t} \qquad (۱۱)$$

که در آماره‌های مذکور؛

(۱۲)

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s} \quad , \quad \hat{s}^{2}_{i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{\mu}^{2}_{i,t} \quad , \quad \hat{\sigma}^{2}_{i} = \hat{s}^{2}_{i} + 2\hat{\lambda}_i \ ,$$

$$\hat{\sigma}^{2}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{L}^{-2}_{11} \hat{\sigma}^{2}_{i} \quad , \quad \hat{s}^{*2}_{i} = \frac{1}{t} \sum_{t=1}^{T} \hat{\mu}^{*2}_{i,t} \quad , \quad \hat{s}^{*2}_{N,T} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \hat{s}^{*2}_{i} \ ,$$

$$\hat{L}^{2}_{11} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{\eta}^{2}_{i,t} + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$$

جملات اخلال $\hat{\mu}_{i,t}$، $\hat{\mu}^{*}_{i,t}$ و $\hat{\eta}_{i,t}$ نیز به ترتیب از طریق رگرسیون‌های زیر به دست می‌آید.

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t} \quad , \quad \hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{\mu}^{*}_{i,t} \quad ,$$

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^{M} \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t} \qquad (۱۳)$$

نتایج آزمون همجمعی در وضعیت عرض از مبدأ و روند در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون همجمعی پدرونی

آماره‌های درون‌گروهی	Statistic	آماره‌های بین‌گروهی	Statistic
Panel v- Statistic	-۱/۱۶(۰/۸۷۷)	-	-
Panel rho- Statistic	-۱/۲۸(۰/۰۹)**	Group rho- Statistic	-۲/۴۸(۰/۰۰)*
Panel PP- Statistic	-۶/۱۴(۰/۰۰)*	Group PP- Statistic	-۵/۵۵(۰/۰۰)*
Panel ADF- Statistic	-۵/۹۷(۰/۰۰)*	Group ADF- Statistic	-۶/۳۵(۰/۰۰)*

علامت **و * بیانگر معنی‌داری آماره در سطح اطمینان به ترتیب ۹۵ درصد و ۹۹ درصد می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول نشان می‌دهد براساس آماره درون کشوری فقط بر اساس آماره v هم‌جمعی متغیرها رد نمی‌شود این در حالی است که بر اساس هر سه آماره بین کشوری (Group rho، Group PP و Group ADF) در سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم همجمعی متغیرها رد شده و به‌عبارت‌دیگر متغیرها در سطح بین کشوری در بلندمدت هم‌جمع بوده و رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد.

مدل تصریحی (۴) شامل وقفه متغیر وابسته ($LP_{i,t-1}$) در سمت راست معادله بوده، لذا مدل برآوردی یک مدل اتورگرسیو مرتبه اول ((AR(1)) یا یک مدل پانل پویا (DPD[1]) می‌باشد. همان‌طوری که اشاره شد جزء خطا دارای سه مؤلفه بوده ($e_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$) و متغیر وابسته ($LP_{it}$) تابعی از اثرات مقطعی ($\mu_i$) بوده و ازاین‌رو $LP_{i,t-1}$ تابعی از μ_i می‌باشد. با توجه به اینکه $LP_{i,t-1}$ به‌عنوان رگرسور سمت راست مدل (۴) با جزء خطا (e_{it}) همبسته بوده که نقض فروض کلاسیک می‌باشد. به‌منظور حذف اثرات مقطعی (μ_i) غیرقابل مشاهده از روش حذفی تفاضل مرتبه اول اندرسون و هشیائو (Anderson and Hsiao, 1981) استفاده کرده و ازاین‌رو مدل (۴) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

1- Dynamic Panel Data (DPD) Model

$$LP_{it} - LP_{i,t-1} = \delta_1 (FD_{it} - FD_{i,t-1}) + \delta_2 (TO_{it} - TO_{i,t-1}) + \delta_3 (EDU_{it} - EDU_{i,t-1}) + \delta_4 (Hper_{it} - Hper_{i,t-1}) + \delta_5 (LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (۱۴)$$

طبق روش مذکور، معادله تفاضلی مرتبه اول بالا با استفاده از متغیرهای ابزاری برآورد می‌شود، که $LP_{i,t-2}$به‌عنوان متغیر ابزاری $(LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2})$استفاده می‌شود. آرلانو و بوند (Arellano & Bond, 1991) روش مشابهی را برای حذف اثرات مقطعی (کشوری) ارائه نمودند و نشان دادند که روش تفاضل مرتبه اول منجر به اریب جدید شده و کارایی متغیرهای ابزاری ممکن است به‌طور نسبی ضعیف باشد، چراکه جزء خطای جدید $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})$با رگرسور جدید $(LP_{i,t-1} - LP_{i,t-2})$همبسته می‌باشد آرلانو و بوند (Arellano & Bond, 1991) و بلوندل و بوند (Blundell & Bond, 1998) روش گشتاورهای مرتبه اول سیستمی[1] را ارائه نمودند که در آن در مدل تفاضل مرتبه اول متغیرهای درون‌زا و برون‌زای در سطح به‌عنوان متغیرهای ابزاری به وقفه مناسب برای تفاضلشان مشروط به شروط ذیل انتخاب می‌شود:

$$E\left[LP_{i,t-s}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})\right] = 0 \quad For \quad s \geq 2, \quad t = 3,4,....,T$$
$$E\left[X_{i,t-s}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})\right] = 0 \quad For \quad s \geq 2, \quad t = 3,4,....,T \quad (۱۵)$$

که در آن $X_{i,t-s}$بردار متغیرهای توضیحی می‌باشد. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و اعتبار ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیله آزمون سارگان[2] مورد بررسی قرار گیرد. عدم رد فرضیه صفر آزمون مذکور شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. لذا مدل تصریحی (۴) نیز با استفاده از روشGMM تک‌مرحله‌ای و GMM دو مرحله‌ای با لحاظ شرایط گشتاوری برآورد می‌شود. نتایج در جدول (۳) اشاره شده و مدل برآوردی به روش GMM با روش اثرات ثابت و روش حداقل مربعات پانل نیز مقایسه شده است.

1- System-GMM approach
2- Sargan Test Statistics.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته: بهره‌وری نیروی کار).

متغیر	حداقل مربعات پانل	اثرات ثابت	GMMتک‌مرحله‌ای	GMM دومرحله‌ای
عرض از مبدأ	-۳۸/۳(-۰/۳۱)	۱۴۱/۱(۰/۲۷۰)	-	-
توسعه مالی (درصدی از GDP)	۱/۴۸(۱/۶۶)**	۳/۸۹(۲/۷۲)*	۸/۳۰۶(۰/۹۸۲)	۹/۷۰(۴/۶۰۶)*
مخارج آموزشی (درصدی از GDI)	۵/۶۱(۱/۳۹)	۲/۲۸(۲/۱۹)*	۵/۱۵۳(۳/۸۹)*	۳/۷۰(۵/۲۳۸)*
مخارج بهداشتی سرانه	۰/۳۰۵(۴/۶۴)*	۰/۶۹۷(۱/۲۸)	۰/۶۹۹(۱/۸۶)**	۰/۶۷۰(۱/۹۸)**
آزادی تجاری	۱/۱۸۴(۰/۹۱۰)	۱۲/۲۹(۲/۶۴)*	۱۳/۷۸۷(۲/۰۵)*	۱۲/۰۵(۲/۳۲)*
وقفه یکساله بهره‌وری نیروی کار	۱/۰۱۳(۱۷/۴)*	۰/۹۷۹(۳۹/۱)*	۰/۹۶۳(۳۷/۵)*	۰/۹۴۷(۵۸/۶۵)*
Adjusted R^2	۰/۹۹۴	۰/۹۹۵	-	-
J- Statistics(P-val)	-	-	۱۸۴/۰۱(۰/۰۴۷)*	۱۵۸/۰۳(۰/۹۵۶)**

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

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طوری که نتایج جدول نشان می‌دهد ضریب شاخص توسعه مالی در همه رگرسیون‌ها متناسب با تئوری بوده و اثر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار در سه روش برآوردی اثرات ثابت و حداقل مربعات پانل و GMM دومرحله‌ای معنی‌دار می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر اعطای اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان سطح واسطه‌های مالی و توسعه سیستم مالی اثر مثبت معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا دارد. در روش حداقل مربعات پانلی علامت ضرایب شاخص مخارج آموزشی و آزادی تجاری و در روش اثرات ثابت شاخص مخارج بهداشتی طبق انتظار متناسب با مبانی تئوری بوده و به‌عبارت‌دیگر اثرشان بر توسعه مالی مثبت بوده ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست و این می‌تواند به علت همبستگی بین وقفه بهره‌وری نیروی کار و جزء خطا باشد.

در مدل GMM تک‌مرحله‌ای سطح معنی آماره سارگان برابر ۰/۰۴۷ بوده و ازاین‌رو در سطح اطمینان ۹۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری با جملات پسماند رد شده و بنابراین اعتبار و پایداری متغیرهای ابزاری و سازگاری برآوردگر گشتاور تعمیم یافته تأیید نمی‌شود. در مقابل در مدل GMM دو مرحله‌ای سطح معنی آماره سارگان (۰/۹۵۶) دلالت بر عدم رد اعتبار و پایداری متغیرهای ابزاری می‌باشد. در مدل برآوردی GMM دو مرحله‌ای ضرایب همه متغیرهای مدل به لحاظ آماری معنی‌دار و علامتشان طبق انتظار می‌باشد. نتایج جدول نشان می‌دهد به ازای هر واحد افزایش در اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی (درصدی از GDP) منجر

به افزایش GDP سرانه هر فرد شاغل به میزان ۹/۷۰ می‌شود و به‌عبارت‌دیگر بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد. افزایش مخارج آموزشی و سرانه مخارج بهداشتی منجر به افزایش GDP سرانه هر فرد شاغل به ترتیب ۳/۷۰ و ۰/۶۷۰ می‌شود. ازاین‌رو طبق شواهد تئوری سرمایه انسانی، سطوح بالای آموزش و بهداشت منجر به سطح بالای بهره‌وری نیروی کار در کشورهای مورد مطالعه شده است.

دو نتیجه دیگر مدل GMM دو مرحله‌ای با اهمیت بوده، اول اینکه ضریب شاخص آزادی تجاری به لحاظ آماری مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بطوریکه افزایش هر واحد سهم حجم تجارت ازGDP درنتیجه سهولت انتقال تکنولوژی و دانش منجر به افزایش GDP سرانه هر فرد شاغل به میزان ۱۲ واحد می‌شود. نتیجه دیگر اینکه یافته‌های مدل گسترش کارکرد GDP سرانه هر فرد شاغل به دوره‌های بعد و به‌عبارت‌دیگر پویایی بهره‌وری نیروی کار را تأیید می‌کند، بطوریکه افزایش ۱۰۰ واحد سطح بهره‌وری نیروی کار در دوره جاری منجر به افزایش GDP سرانه هر فرد شاغل به میزان۹۴/۷ دلار در دوره بعد می‌شود. ازاین‌رو طبق مدل (۳) و (۴) می‌توان گفت که $\delta_5 = 1-\gamma$ برابر۰/۹۴۷ بوده و بنابراین پارامتر تعدیل (γ) مساوی ۰/۰۵۳ می‌باشد و دلالت بر اینست که در هر دوره ۵/۳ درصد از اختلاف بین سطح بهره‌وری واقعی و سطح بهره‌وری مطلوب تعدیل می‌شود. به‌طورکلی تحلیل‌ها نشان می‌دهد که نتایج مدل GMM دو مرحله‌ای به انتظارات نزدیک می‌باشد.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

به‌طورکلی بهره‌وری نیروی کار در میان معیارهای مختلف بهره‌وری ازجمله بهره‌وری چندعاملی یا بهره‌وری سرمایه یکی از مهم‌ترین شاخص‌های بهره‌وری می‌باشد چراکه بهره‌وری نیروی کار می‌تواند معیار آشکارکننده چندین شاخص اقتصادی باشد که اندازه‌گیری پویا از رشد اقتصادی، رقابت و استانداردهای زندگی در اقتصاد را ارائه دهد. از سوی دیگر توسعه مالی در بهبود کیفیت، کمیت و یا کارایی سیستم‌های مالی تعریف می‌شود که متشکل از بازارهای مالی، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی می‌باشد. شهود اصلی اینست که بازارهای مالی منجر به ارتقای بهره‌وری از طریق تخصیص سرمایه کارآمد در فرایند تخریب مؤثر، انتقال سرمایه از صنایع

روبه‌زوال به صنایعی دارای چشم‌اندازهای رشد خوب می‌شود و پیشرفت در خدمات ارائه شده توسط سیستم مالی باعث کاهش هزینه اطلاعاتی و معاملاتی شده که منجر به افزایش نوآوری و بهره‌وری کشور می‌گردد. در عمده مطالعات اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی یا سرمایه انسانی را مورد بررسی قرار داده‌اند. به‌عبارت‌دیگر نقش سیستم مالی در ارتقای بهره‌وری نیروی کار در ادبیات به‌طور گسترده نادیده گرفته شده است. ازاین‌رو، در این مطالعه اثر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار با استفاده از تکنیک پانل پویای (DPD) بین کشوری مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) با تأکید بر رویکرد همجمعی در داده‌های پانل دیتا در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی۲۰۱۴-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار گرفت.

مدل استفاده شده برای ارزیابی تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری نیروی کار بر اساس یافته‌های تجربی و مباحث تئوریکی با تمرکز بر تصریح بارکر و ترنر (۲۰۱۰) با تأکید بر مکانیسم تعدیل جزئی برای لحاظ درون‌زایی بهره‌وری نیروی کار به‌عنوان معروف‌ترین مکانیسم تعدیلی تصریح شده و بهره‌وری نیروی کار (تولیدناخالص داخلی هر فرد شاغل) تابعی از شاخص توسعه مالی (اندازه‌گیری شده با اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی ازGDP)، آزادی تجاری (اندازه‌گیری شده با درصد حجم تجارت از GDP)، مخارج آموزشی (درصدی از GNI)، مخارج بهداشتی سرانه (برحسب برابری قدرت خرید، به دلار آمریکا) و وقفه بهره‌وری نیروی کار معرفی گردید. نتایج آزمون مانایی نشان داد که همه متغیرهای مدل به‌جز شاخص توسعه مالی در سطح معنی‌دار می‌باشد. همچنین نتایج همجمعی پدرونی مبتنی بر رویکرد درون کشوری و رویکرد بین کشوری نشان داد که براساس آماره درون کشوری فقط بر اساس آماره v پانل هم‌جمعی متغیرها رد نمی‌شود و بر اساس هر سه آماره بین کشوری، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم همجمعی متغیرها رد شده و به‌عبارت‌دیگر متغیرها در سطح بین کشوری در بلندمدت هم‌جمع بوده و رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد.

یافته‌های برآورد GMM دومرحله‌ای نشان داد که ضرایب همه متغیرهای مدل به لحاظ آماری معنی‌دار و علامتشان طبق انتظار می‌باشد. یافته‌های تجربی مطالعه اولاً تأیید می‌کند که اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی به‌عنوان شاخص توسعه مالی به‌طور مثبت بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. این تأثیرگذاری توسعه مالی بر ارتقای بهره‌وری نیروی کار می‌تواند از کانال-های مختلف مثلاً تخصیص مناسب منابع در میان واحدهای تولیدی، تسهیل پذیرش فناوری مدرن

جهت توسعه فزاینده صنایع مبتنی بر دانش و تکنولوژی از طریق ارائه تسهیلات اعتباری و مالی توسط سیستم‌های مالی، کاهش هزینه اطلاعاتی و معاملاتی و هجینگ ریسک ذاتی و بنابراین افزایش نوآوری می‌تواند تأثیرگذار باشد. نتایج این بخش با یافته‌های مطالعه آریزالا و همکاران (Arizala et al., 2009)، جیننی و همکاران (Jeanneney et al, 2006) و همچنین مطالعات دیگری از قبیل مطالعه روبینی و مارتین (Roubini &Martin, 1991) و مطالعه آقین و همکاران (Aghion et al., 2005) مطابقت بیشتری مبنی بر تأثیرگذاری توسعه مالی بر ارتقای بهره‌وری دارد.

همچنین طبق شواهد تئوری سرمایه انسانی، سطوح بالای آموزش و بهداشت متجر به سطح بالای بهره‌وری نیروی کار در کشورهای مورد مطالعه شده است. علاوه بر این ضریب شاخص آزادی تجاری به لحاظ آماری مثبت و معنی‌دار بوده و افزایش سهم حجم تجارت از GDP درنتیجه سهولت انتقال تکنولوژی و دانش منجر به افزایش GDP سرانه هر فرد شاغل می‌شود. همچنین سایر نتایج حاکی از این است که گسترش کارکرد GDP سرانه هر فرد شاغل به دوره‌های بعد و به‌عبارت‌دیگر پویایی بهره‌وری نیروی کار را تأیید می‌شود. ازاین‌رو توصیه می‌شود دولت جهت ارتقای سطح بهره‌وری نیروی کار از کانال سیستم مالی مثلاً ارتقای بازار پول و یا توسعه بازار سرمایه وارد عمل شده بطوریکه با رفع موانع جریان‌های مالی و سرمایه‌گذاری و سایر موانع توسعه مالی می‌تواند در راستای ارتقای بهره‌وری نیروی کار نیز گام بردارد. علاوه براین سیاست توسعه منابع انسانی از قبیل سیاست بهداشت جمعیتی و سیاست‌های آموزشی را در کنار سایر سیاست‌های ارتقای بهره‌وری نیروی کار به کار گیرند. همچنبن اتخاذ راهبرد برون‌گرایی در تجارت خارجی و اجرای سیاست‌های مناسب تجاری نظیرآزادسازی بازرگانی خارجی می‌تواند منجر به ارتقای بهره‌وری نیروی کار شود. به‌طورکلی می‌توان گفت که در کشورهای اسلامی عضو منا توسعه منابع انسانی ازجمله ارتقای سطح بهداشت و آموزش در کنار سایر سیاست‌های سرمایه‌گذاری از قبیل گسترش ظرفیت بازار، کاهش موانع تجاری و ارتقای آزادی تجاری در تعامل با بهبود آزادی اقتصادی و سهولت انتقال تکنولوژی زمینه را برای ارتقای بهره‌وری نیروی کار فراهم نماید.

References

[1] Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes. (2005). The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence, Quarterly Journal of Economics, Vol. 120(1), pp. 173-222.

[2] Agnieszka, G. (2012). Financial Liberalization, Growth, Productivity and Capital Accumulation: The Case of European, Center for European Governance and Economic Development Research Discussion, No 134.

[3] Anderson, T., Hsiao C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. Journal of the American Statistical Association, 76, 598-606.

[4] Arellano, .M, Bond S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58, 277-297.

[5] Arizala, F., E. Cavallo and A. Galindo. (2009). Financial Development and TFP Growth: Cross-Country and Industry-Level Evidence, Inter-American Development Bank.

[6] Bagehot, W. (1873). Lombard Street: A Description of the Money Market. Homewood, Illinois, United States: Irwin.

[7] Blundell, R., S. Bond. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics 87(1): 115-43.

[8] Buera, F., J. Kaboski and Y. Shin. (2008). Finance and Development: A Tale of Two Sectors. Los Angeles, United States: University of California-Los Angeles. Mimeographed document.

[9] Cameron, G., J. Proudman and S. Redding. (1999). Technology Transfer, R&D, Trade and Productivity Growth, working paper, London: London School of Economics.

[10] Coe, D.T., Helpman, E. and A.W. Hoffmaister. (1997). North-South R&D Spillovers, Economic Journal, Vol. 107, pp. 134-49.

[11] Coe, D.T: E. Helpman. (1995). International R&D Spillovers, Economic European Review, Vol. 39, pp. 859-87.

[12] Connolly, M.P. (1997). Technology, Trade and Growth: Some Empirical Findings, Research Paper #9727, New York: Federal Reserve Bank of New York.

[13] De Gregorio, J. (1996). Borrowing Constraints, Human Capital Accumulation and Growth. Journal of Monetary Economics, 37, 49-71.

[14] Economic Letter, FRBSE. (2003). Financial Development, Productivity and Economic Growth, unpublished working paper.

[15] Evans, D., Green, C., & Murinde, V. (2002). Human Capital and Financial Development in Economic Growth: New Evidence Using the Translog Production Function. International Journal of Finance and Economics, 7, 123-140.

[16] Forbes. M, Barker,A., S. Turner. (2010). The Effects of Education and Health on Wage and Productivity, Australian Government, Productivity Commission.

[17] Goldsmith, Raymond, W. (1969). Financial Structure and Development.

New Haven, CT: Yale University Press.
[18] Griffith, R., Redding, S., J. Van Reenen. (2000). Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries, CEPR Discussion Paper no. 2457, London: CEPR.
[19] Hazeri, H, Seifollahi.N. (2016). The Effect of Financial Liberalization on Stock Market Development: Co-integration Application in Dynamic Panel Data, Beheshti University, Journal of Economics and Modelling, No 25. (In Persian).
[20] Holtz-Eakin D, Newey W, Rosen H. (1988). Estimating Vector Auto regressions with Panel Data. Econometric, 56, 1371-1395.
[21] Hsieh, C., P. Klenow. (2007). Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. NBER Working Paper 13290. Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research.
[22] Hua. Ping. (2005). How Does Education at All Levels Influence Productivity Growth? Evidence from the Chinese Provinces, CERDI, Etudes ET Documents.
[23] James B. Ang. (2009). Financial Development and Economic Growth in Malaysia, Routledge studies in the growth economics of Asia.
[24] Jeanneney. S. G, P. Hua and Z. Liang. (2006). Financial Development, Economic Efficiency and Productivity Growth: Evidence from China, CERDI, Etudes ET Documents.
[25] Keller, W. (1998). Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillover among Randomly Matched Trade Partners, European Economic Review, vol. 42, pp. 1469-91.
[26] King, R. G., Levine, R. (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right, Quarterly Journal of Economics 108(3), pp. 717-37.
[27] Laplagne, P., Glover, M., Shomos, A. (2007). Effects of Health and Education on Labor Force Participation, Productivity, Commission Staff Working Paper, Canberra, May.
[28] Levine, Ross, (1997). Financial Development and Economic Growth: View and Agenda. Journal of Economic Literature 35: 688-726.
[29] McKinnon, Ronald L. (1973). Money and Capital in Economic Development. Washington: Brookings Institution.
[30] Miller, S.M., M.P. Upadhyay. (2000). The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity, Journal of Development Economics, Vol. 63, pp. 399-423.
[31] OECD. (2001). Measuring productivity: Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth, page 11.
[32] Outreville, J. (1999). Financial Development, Human Capital and Political Stability. UNCTAD Discussion Paper No 142.
[33] Pagano, M. (1993). Financial Markets and Growth; an Overview. European Economic Review, 37 April pp 613-622.
[34] Papagni, E. (2006). Household Borrowing Constraints, Fertility Dynamics and Economic Growth. Journal of Economic Dynamics and Control. Jan 27-

54.
[35] Restuccia, D., R. Rogerson. (2007). Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Plants. NBER Working Paper 13018. Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research.
[36] Roubini, N. X. Sala-i-Martin. (1991). Financial Repression and Economic Growth, Journal of Development Economics, Vol. 39, pp. 5-30.
[37] Sarquis J.B. Arbache J.S. (2002). Human Capital, External Effect and Technical Change, Februray, London School of Economics.
[38] Schumpeter, J. (1912). The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle.
[39] SFFED, Econ. (2005). How Financial Markets may Affect Economic Performance, Education Section, Federal Reserve Bank of San Francisco. Unpublished results.
[40] Shaw, Edwards S. (1973). Financial Deepening in Economic Development. New York: Oxford University Press.
[41] Wang, J-C., K-H. Tsai. (2003). Productivity Growth and R&D Expenditure in Taiwan's Manufacturing Firms, NBER Working Paper 9724, Cambridge, MA: NBER.
[42] World Bank. (2014). World Development Indicators.