Research Paper

The Effect of the Different Kinds of Capital on Economic Growth of Selected Provinces of Iran

*** Parvaneh Kamali Dehkordi[1], Ali Nazari Zaniani[2], Seyed Nezamuddin Makiyan[3], Fatemeh Dehghani[4]**

1. PhD. in Economics, Assistant Professor, Department of Economics, ShahreKord Branch, Payam-e Noor University, ShahreKord, Iran.
2. PhD. Student of Economics, Department of Economics, School of Economics, Management & Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran.
3. PhD. in Economics, Associate Professor, Department of Economics, Management & Accounting, Faculty of Humanities and Social Sciences, Yazd University, Yazd, Iran.
4. MA. in Economics, Department of Economics, Management & Accounting, Faculty of Humanities and Social Sciences, Yazd University, Yazd, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation: Kamali Dehkordi, P., Nazari Zaniani, A., Nezamuddin Makiyan, S., & Dehghani, F. (2019). [The Effect of the Different Kinds of Capital on Economic Growth of Selected Provinces of Iran (Persian)]. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 7*(1), 66-85. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.66

https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.66

CC BY NC

Received: 08 Nov 2017
Accepted: 18 Jun 2018
Available Online: 01 Apr 2019

Key words:
Economic growth, Physical capital, Human capital, Social capital

ABSTRACT

This paper has studied the role of physical, human, and social capital on the economic growth of 20 selected provinces of Iran by using the augmented augmented-Solow model expanded by Ishi and Swada. Mankiw, Romer, and Weil regression equation derived from the research model is specified according to two classes of unit root tests for the panel models in two forms and is estimated by the generalized method of moment for dynamic panel data (GMM/DPD) and orthogonal deviation technique. The results of the estimation of the first form of regression analysis indicate that 1% increase in growth rate of national saving leads to 0.57% increase in growth rate of per capita gross domestic product (GDP), 1% increase in the number of university students (as representative of human capital saving) leads to 0.035% increase in per capita GDP growth rate, and 1% increase in growth rate of closed cases of returned checks (as representative of negative social capital saving) leads to 0.038% decrease in per capita GDP growth rate. The results of the estimation of the second form of the regression analysis confirm the role of three factors of physical, human, and social capital on the economic growth of studied provinces.

JEL Classification: O11, H54, R10

*** Corresponding Author:**
Parvaneh Kamali Dehkordi, PhD.
Address: Department of Economics, ShahreKord Branch, Payam-e Noor University, ShahreKord, Iran.
Tel: +98 (31) 3812776
E-mail: parvanehkamali@gmail.com

اثر انواع سرمایه بر رشد اقتصادی استان‌های منتخب ایران

* پروانه کمالی دهکردی[۱]، علی نظری زانیانی[۲]، نظام‌الدین مکیان[۳]، فاطمه دهقانی شاهزاده بیگمی[۴]

۱- دکترای اقتصاد، استادیار، گروه اقتصاد، واحد شهرکرد، دانشگاه پیام نور، شهرکرد، ایران.
۲- دانشجوی دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم‌اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
۳- دکترای اقتصاد، دانشیار، گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه یزد، یزد، ایران.
۴- کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۷ آبان ۱۳۹۶
تاریخ پذیرش: ۲۸ خرداد ۱۳۹۷
تاریخ انتشار: ۱۲ فروردین ۱۳۹۸

چکیده

مقاله حاضر با استفاده از الگوی سولوی دوبار تعمیم‌یافته که ایشی و سوادا توسعه‌اش داده‌اند، به مطالعه نقش انواع سرمایه اعم از فیزیکی، انسانی و اجتماعی در رشد اقتصادی ۲۰ استان منتخب پرداخته است. معادله رگرسیون موسوم به منکیو رومر، ویل، مستخرج از الگوی تحقیق، با توجه به دو دسته از آزمون‌های ریشه واحد الگوهای پانل، به دو شکل مختلف تصریح شده و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا و تکنیک انحرافات متعامد برآورد شده است. نتایج برآورد شکل اول رگرسیون بیانگر آن است که ۱ درصد افزایش در نرخ رشد پس‌انداز ملی به ۰/۵۷ درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، ۱ درصد افزایش در تعداد دانشجویان (به عنوان نماگر پس‌انداز سرمایه انسانی) به ۰/۰۳۵ واحد افزایش در نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی و ۱ درصد افزایش در نرخ رشد پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل هر استان (به عنوان نماگر پس‌انداز منفی سرمایه اجتماعی) موجب کاهش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های منتخب به میزان ۰/۰۳۸ درصد خواهد شد. نتایج برآورد فرم دوم رگرسیون نیز تأثیر هر سه عامل سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی بر رشد اقتصادی استان‌های مطالعه‌شده را تصدیق می‌کند.

طبقه‌بندی JEL : O11, H54, R10

کلیدواژه‌ها:
رشد اقتصادی، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی

* **نویسنده مسئول:**
دکتر پروانه کمالی دهکردی
نشانی: شهرکرد، دانشگاه پیام نور، واحد شهرکرد، گروه اقتصاد.
تلفن: ۳۸۱۲۷۷۶ (۱۳) ۹۸+
پست الکترونیکی: parvanehkamali@gmail.com

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست

مقدمه

همه مکاتب اقتصادی سرمایه را به عنوان عامل کلیدی برای رشد اقتصادی تلقی می‌کنند و در اغلب الگوهای رشد اقتصادی، جایگاه بااهمیتی برای سرمایه در نظر می‌گیرند. در الگوهای رشد دهه ۱۹۵۰ سرمایه فیزیکی مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی تلقی می‌شود. با توسعه نظریه رشد، از نقش محوری سرمایه فیزیکی کاسته شده و به عواملی نظیر تکنولوژی، آموزش و تحقیق و توسعه توجه بیشتری می‌شود. درنهایت با معرفی مفاهیم جدید سرمایه، نظیر سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی، جایگاه قبلی سرمایه در الگوهای رشد اقتصادی بازیابی می‌شود و همچنان سرمایه در تعریف وسیع‌تر خود به عنوان عاملی بی‌رقیب در رشد اقتصادی باقی می‌ماند.

برای ایجاد تولید اقتصادی ضرورت دارد ترکیبی از انواع سرمایه اعم از فیزیکی، انسانی و اجتماعی در کنار یکدیگر وجود داشته باشند. از طرفی منشأ اصلی محرومیت یا برخورداری در مناطق مختلف یک سرزمین میزان تولید اقتصادی آن مناطق است که به موجودی سرمایه آن‌ها بستگی دارد. بنابراین تشکیل و انباشت سرمایه در توسعه منطقه‌ای و استانی مسئله‌ای حائز اهمیت است. البته به نظر می‌رسد در فرایند رشد و توسعه اقتصادی، هریک از انواع سرمایه به‌تنهایی نمی‌تواند نقش کاملاً مؤثری داشته باشد؛ برای مثال در صورت برخورداری یک منطقه از سرمایه فیزیکی بسیار زیاد و محرومیت آن از سرمایه انسانی کافی، احتمال رشد اقتصادی نامتوازن برای آن منطقه وجود دارد، ولی تحقق فرایند توسعه دور از ذهن خواهد بود؛ چراکه نرخ مهاجرت بسیار زیاد به آن منطقه برای پیداکردن شغل و بنابراین ازدحام جمعیت در آن منطقه معظل‌آفرین می‌شود و به طور حتم سرمایه اجتماعی را نیز به مخاطره می‌اندازد. این مسئله‌ای است که در حال حاضر کلان‌شهرهای کشور و به‌ویژه تهران با آن دست به گریبان هستند.

در مناطق و استان‌های حاشیه‌ای به دلیل توسعه آموزش عالی، سرمایه انسانی رشدی بیش از حد و نامتوازن داشته است و بازده نهایی آن رو به کاهش است، چراکه سرمایه فیزیکی به اندازه کافی برای ترکیب‌شدن با این سرمایه انسانی برای ایجاد تولید اقتصادی وجود ندارد. به همین دلیل است که مشکل بیکاری به یکی از مشکلات اصلی اقتصاد کشور، به‌ویژه در مناطق دور از مرکز تبدیل شده است. در چنین وضعیتی نه‌تنها رشد بیش از حد سرمایه انسانی عاملی برای ایجاد توسعه اقتصادی کشور نخواهد بود، بلکه بیکاری و کاهش بهره‌وری نیروی کار آن را به عاملی معکوس در توسعه اقتصادی تبدیل کرده است. نرخ تخریب سرمایه اجتماعی نیز در کل کشور و به‌ویژه در شهرهای بزرگ در حال افزایش است. در مناطقی که سرمایه اجتماعی کمتر تخریب شده است و سرمایه انسانی بیشتری وجود دارد، باید سرمایه فیزیکی بیشتری به عنوان عامل مکمل وجود داشته باشد تا امکان رشد و توسعه متوازن به لحاظ اقتصادی و جغرافیایی فراهم شود.

انجام این پژوهش از حیث بودجه‌ریزی، برنامه‌ریزی منطقه‌ای و اجرای طرح‌های آمایش منطقه‌ای حائز اهمیت است. تأثیرنداشتن دو نوع سرمایه‌های انسانی و اجتماعی بر رشد اقتصادی هر استان با وجود برخورداری از سطح مناسبی از هریک از آن‌ها، ناشی از قانون بازده نزولی عوامل تولید است. بر اساس این قانون چنانچه با کمبود یک یا چند عامل تولید روبه‌رو باشیم، بازده نهایی دیگر عوامل تولید کاهش می‌یابد. ارزیابی انباشت انواع سرمایه و میزان اثرگذاری آن‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های کشور می‌تواند به برنامه‌ریزان و

سیاست‌گذاران اقتصاد ملی و منطقه‌ای کمک کند تا نسبت به برنامه‌ریزی صحیح درباره تخصیص اعتبارات تملک سرمایه (اعتبارات عمرانی) که تأمین‌کننده بخش مهمی از موجودی سرمایه فیزیکی مناطق هستند، بر مبنای معیارهای کارایی و عدالت در بودجه اقدام کنند.

مطالعه حاضر به دنبال بررسی تأثیر هریک از انواع سرمایه (سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی) بر رشد اقتصادی استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ است. استان‌های مطالعه‌شئه عبارت‌اند از: چهارمحال و بختیاری، اصفهان، کرمان، خوزستان، مرکزی، بوشهر، تهران، فارس، کرمانشاه، قم، کهگیلویه و بویراحمد، سمنان، قزوین، مازندران، همدان، کردستان، هرمزگان، آذربایجان شرقی، گیلان و لرستان.

بخش دوم از مقاله به طور مفصل به تحول نقش سرمایه و انواع آن در نظریه رشد اقتصادی می‌پردازد. سپس ابتدا مطالعات داخلی در زمینه رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی و سپس در زمینه رابطه سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی مرور می‌شوند. بعد از آن الگوی تحقیق تبیین و اثبات ریاضی آن ارائه می‌شودو در ادامه داده‌ها و حقایق آماری مورد نیاز برای تخمین الگوی اختصاص داده شده بررسی می‌شود. پس از آن روش تخمین برای داده‌های پانل پویا توضیح داده شده و الگوی رگرسیون مستخرج از الگوی رشد ایشی‌سوادا برای تخمین تصریح می‌شود. در ادامه نتایج تخمین الگو ارائه می‌شود. در آخرین بخش از مقاله نتایج برآورد رگرسیون‌های تصریح‌شده تحلیل خواهد شد.

۱- ادبیات موضوع

۱-۱- روایتی از تحول نقش سرمایه و انواع آن در نظریه رشد اقتصادی

نقش سرمایه در سیر تکاملی الگوهای رشد تا اندازه زیادی تطور پیدا کرده است. تکامل الگوهای رشد علاوه بر پیشرفت در حوزه نظری، انعکاسی از تغییر در حقایق آشکارشده اقتصادی و به‌ویژه حقایق رشد و توسعه است. همان‌گونه که در الگوی رشد هارود دومار سرمایه نقشی محوری در رشد اقتصادی دارد، در اوایل عصر صنعت نیز سرمایه یکه‌تاز تولید اقتصادی است. هرچه جلوتر می‌رویم نقش دانش و فناوری پررنگ‌تر می‌شود و همان‌گونه که در الگوهای رشد سولو (۱۹۵۶)، رمزی (۱۹۲۷) و دایاموند (۱۹۶۵) منعکس شده است، از قدرت سرمایه در توضیح اختلاف رشد میان کشورها کاسته می‌شود، تا جایی که سرمایه نقش محوری خود را از دست داده و همان‌گونه که الگوهای رشد درون‌زا روایت می‌کنند، میدان‌داری عرصه رشد اقتصادی را به تحقیق و توسعه و دانش می‌سپارد. هر چه به عصر اطلاعات و اقتصاد دانش بنیان نزدیک‌تر می‌شویم، نقش سرمایه فیزیکی در تولید اقتصادی کمرنگ‌تر می‌شود.

عالمان اقتصاد و علوم اجتماعی بر آن میشوند تا معنایی گسترده‌تر برای مفهوم سرمایه پیدا کنند. مفهوم جدیدی به نام سرمایه انسانی برای دربرگرفتن عواملی چون آموزش، مهارت و تجربه متولد می‌شود. لوکاس (۱۹۸۸) این مفهوم را در الگوی رشد خود وارد می‌کند. همچنین منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) با رویکردی تجربی، الگوی رشد سولو را به شکلی بسط می‌دهند تا سرمایه انسانی را نیز دربر گیرد و همچنان در حوزه نظری

مفهوم سرمایه، بسط داده می‌شود تا مفهوم سرمایه اجتماعی به منظور دربر گرفتن عوامل نهادی و فرهنگی مؤثر در تولید اقتصادی معرفی می‌شود. هال و جونز (۱۹۹۹) نیز در الگوی خود بر اهمیت سرمایه اجتماعی را تأکیدکرده‌اند و قدر ت توضیح‌دهندگی خود را به مراتب افزایش می‌دهند. ایشی و سوادا (۲۰۰۹) با بسط دوباره الگوی سولو بر اساس کار منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) مفهوم گسترده‌ای از سرمایه شامل سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی را به عنوان عوامل مجزای اثر گذار در رشد اقتصادی در نظر می‌گیرند.

الگوی رشد هارود- دومار که بر اساس کار هارود (۱۹۳۹) تدوین و بر اساس کار دومار (۱۹۴۶) توسعه یافت، اولین الگویی بود که رفتار اقتصاد را در بلندمدت بررسی می‌کرد. در این الگو سرمایه فیزیکی نقش محوری در رشد اقتصادی دارد تا حدی که ایده اساسی الگوی هارود دومار توضیح‌دادن نرخ رشد اقتصادی بر حسب سطح پس‌انداز و بهره‌وری سرمایه است. مدل هارود دومار سه متغیر دارد که پس از حل الگو، مقدار نرخ رشد اقتصادی را تعیین می‌کنند، هر سه متغیر با سرمایه فیزیکی مرتبط هستند و به شکل برون‌زا و خارج از مدل تعیین می‌شوند. این متغیرها عبارت‌اند از: نرخ پس‌انداز، نرخ بهره‌وری سرمایه فیزیکی با تأثیر مثبت و نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی با تأثیر منفی بر نرخ رشد اقتصادی که در معادله شماره ۱ آمده است.

.۱

$$\acute{Y}=\frac{\Delta Y}{Y}=sc-\delta$$

از نتایج حائز اهمیت این الگو برابری نرخ رشد سرمایه فیزیکی و نرخ رشد تولید ملی است. الگوی سولو نیز یک الگوی رشد برون‌زاست که در چارچوب اقتصاد نئوکلاسیک تدوین شده است. الگوی سولو نسبت به مدل هارود دومار از اهمیت سرمایه فیزیکی در رشد اقتصادی می‌کاهد و سهمی از رشد اقتصادی را به رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژی نسبت می‌دهد. همچنین با وجود بازده نهایی ثابت سرمایه فیزیکی در الگوی هارود دومار این مقدار در الگوی سولو نزولی است. نتیجه اساسی الگوی سولو این است که انباشت سرمایه فیزیکی به‌تنهایی نمی‌تواند رشد گسترده تولید سرانه در طول زمان و تفاوت‌های عظیم تولید سرانه کشورهای مختلف را توجیه کند. به عبارت دیگر دلالت اساسی الگوی سولو این است که تفاوت در درآمد حقیقی بسیار بیشتر از مقداری است که بتوان آن را به حساب تفاوت در نهاده سرمایه گذاشت (رومر، ۲۰۱۲). در الگوی سولو مقدار بهینه سرمایه سرانه مؤثر، بر اساس قاعده طلایی تعیین می‌شود. این مقدار بهینه از برابری تولید نهایی سرمایه سرانه مؤثر با مجموع نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد تکنولوژی حاصل می‌شود (فرمول شماره ۲).

.۲

$$f'(k_{G.R})=n+g$$

مقدار سرمایه سرانه مؤثر به‌دست‌آمده از قاعده طلایی، مقداری است که به ازای آن مصرف سرانه مؤثر حداکثر می‌شود. الگوی رشد افق نامحدود (رمزی-کاس-کوپمانز) نیز که در چارچوب اقتصاد کلان نئوکلاسیک مطرح شده است، شبیه الگوی رشد سولو است، با این تفاوت که در این الگو، پویایی‌های کلان اقتصادی با تصمیمات

در سطح اقتصاد خرد تعیین می‌شوند. فرض محوری این الگو آن است که افراد عمری نامحدود دارند. در این الگو روند تکامل موجودی سرمایه، از تعامل میان خانوارهای حداکثرکننده مطلوبیت و بنگاه‌های حداکثرکننده سود حاصل می‌شود. به عنوان یک نتیجه بر خلاف الگوی سولو، نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی دیگر برون‌زا نیست و بر اساس روابط الگو تعیین می‌شود (رومر، ۲۰۱۲). یکی از مهم‌ترین تفاوت‌های قابل ملاحظه میان نتایج الگوی سولو و الگوی رمزی کاس کوپمانز، در موجودی سرمایه سرانه مؤثری است که در وضعیت یکنواخت حاصل می‌شود. موجودی سرمایه سرانه مؤثر وضعیت یکنواخت، در الگوی سولو بر اساس قاعده طلایی حاصل می‌شود که به حداکثر مصرف سرانه مؤثر می‌انجامد. اما در الگوی رمزی کاس کوپمانز موجودی سرمایه سرانه مؤثر در وضعیت یکنواخت که از مقدار آن در الگوی سولو کمتر است، بر اساس قاعده طلایی تعدیل‌شده به دست می‌آید و به حداکثر مصرف سرانه مؤثر نمی‌انجامد (فرمول شماره ۳).

.۳

$$f'(k_{M.G.R})=n+g+\rho$$

قاعده طلایی تعدیل شده، تولید نهایی سرمایه سرانه مؤثر را با مجموع نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد تکنولوژی و نرخ رجحان زمانی برابر قرار می‌دهد، یعنی تفاوت آن با قاعده طلایی این است که نرخ رجحان زمانی به آن اضافه شده است. معروف‌ترین الگوی نسل‌های همپوش را دیاموند (۱۹۶۵) ساخته است. تفاوت عمده الگوی دیاموند با الگوی افق نامحدود در این است که بر خلاف الگوی افق نامحدود، در این الگو افراد عمری محدود دارند و درنتیجه، نسل‌های مختلفی از آن‌ها که هریک در حال سپری‌کردن دوره خاصی از زندگی خود هستند در یک زمان واحد زندگی می‌کنند.

در الگوی دو نسلی دیاموند فرض می‌شود در پایان دوره t پس‌انداز نسل جوان دوره t منبع موجودی سرمایه فیزیکی است که برای تولید کلان در دوره t+۱ همراه با نیروی کار نسل جوان دوره t+۱ به کار می‌رود. پس‌انداز نسل پیر در دوره t که کل موجودی سرمایه در این دوره را تشکیل می‌داده است، در پایان دوره t به تمامی با همین نسل مصرف می‌شود (دیاموند، ۱۹۶۵). یکی از ویژگی‌های الگوی نسل‌های همپوش این است که در آن امکان پس‌انداز بیش از حد[1] وجود دارد. در این حالت که تولید نهایی سرمایه سرانه مؤثر کمتر از مقدار قاعده طلایی است، اقتصاد خارج از کارایی پارتو (بهینه اجتماعی) به سر می‌برد و در اصطلاح گفته می‌شود اقتصاد ناکارایی پویا[2] دارد (اَبِل، منکیو، سامر و زک‌هاسر، ۱۹۸۹). در این هنگام برنامه‌ریز اجتماعی ممکن است خانواده‌ها را به شکلی مجبور کند تا موجودی سرمایه‌های خود را کاهش دهند تا تولید نهایی سرمایه افزایش یافته و اقتصاد به وضعیت کارایی پارتو نزدیک شود (دیاموند، ۱۹۶۵).

1. Over saving
2. Dynamic inefficiency

توسعه نخستین نظریه رشد درون‌زا در پژوهش‌های آرو[3] (۱۹۶۲)، اوزاوا[4] (۱۹۶۵)، و سیدراسکی[5] (۱۹۶۷) صورت گرفته است (رومر، ۱۹۹۴). نظریه رشد درون‌زا بر آن است که رشد اقتصادی در درجه اول ناشی از نیروهای درون‌زای اقتصاد است، نه نیروهای خارجی (رومر، ۱۹۹۴). بر اساس نظریه رشد درون‌زا، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، ابداعات و اختراعات و دانش، عوامل اثرگذار بسیار مهمی در رشد اقتصادی هستند. رومر (۱۹۸۶)، لوکاس (۱۹۸۸) و ربِلو[6] (۱۹۹۱) تغییرات تکنولوژی را از این الگو حذف و در عوض در این الگوها رشد اقتصادی را به سرمایه‌گذاری نامعین در سرمایه انسانی مربوط کردند که اثرات سرریز بر اقتصاد دارد و بازده نزولی انباشت سرمایه را کاهش می‌دهد (بارو و سال.آی.مارتین، ۲۰۰۴).

در الگو سولوی تعمیم‌یافته، با واردکردن عامل سرمایه انسانی به مدل رشد سولو، با نگاه دقیق‌تر، مسئله رشد اقتصادی بررسی شد. این مدل را منکیو، رومر و وایل (۱۹۹۰) به عنوان مبانی نظری یک مطالعه تجربی درباره رشد اقتصادی ارائه کرده‌اند. منظور از سرمایه انسانی در این الگو، موجودی مهارت، تحصیلات و دیگر ویژگی‌هایی است که می‌توانند باعث افزایش کارایی نیروی کار خام شوند. بنابراین، الگوی رشد سولوی تعمیم یافته فرض می‌کند که آحاد اقتصادی با سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانیِ خود، هدف افزایش درآمد را دنبال می‌کنند و دیگر فروض بنیادی مدل سولو همچنان برقرار هستند (به نقل از نیلی، ۲۰۱۴).

در الگوی سولوی تعمیم‌یافته موجودی سرمایه انسانی، به عنوان نهاده تولیدی دیگری به تابع تولید اضافه می‌شود و با لحاظ‌کردن آن، فرض بازده نسبت به مقیاس ثابت همچنان برقرار می‌ماند. این الگو برای سرمایه انسانی نیز همچون سرمایه فیزیکی یک نرخ پس‌انداز و یک نرخ استهلاک در نظر می‌گیرد؛ درنتیجه سرمایه انسانی در این الگو، همانند سرمایه فیزیکی یک معادله انباشت دارد. در حل الگو برای وضعیت یکنواخت باید تغییرات سرمایه فیزیکی سرانه مؤثر و تغییرات سرمایه انسانی سرانه مؤثر برابر با صفر باشند (منکیو و همکاران، ۱۹۹۰). نتایج بررسی‌های تجربی منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) بیانگر آن است که قدرت مدل با احتساب عامل سرمایه انسانی در توضیح تفاوت‌های زیاد مشاهده‌شده در سطح درآمد سرانه کشورهای مختلف جهان، به میزان قابل توجه بهبود می‌یابد (به نقل از نیلی، ۲۰۱۴).

هال و جونز (۱۹۹۹) به دنبال یافتن دلیل تفاوت‌های درآمد سرانه در کشورها، با استفاده از یک الگو برای هدفی تجربی نشان دادند تفاوت در سرمایه فیزیکی و پیشرفت تحصیلی (یا به عبارتی سرمایه انسانی) فقط تا حدی می‌تواند تغییرات درآمد سرانه را توضیح دهد. آن‌ها کشف کردند مقدار زیادی از این تفاوت در میزان پسماند سولو در میان کشورهاست. در یک سطح عمیق‌تر انباشت سرمایه، بهره‌وری و بنابراین درآمد سرانه با تفاوت در سیاست‌های نهادی و دولتی[7] تعیین می‌شود که آن را زیرساخت (یا سرمایه) اجتماعی[8] نامیدند. هال و جونز

3. Arrow
4. Uzawa
5. Sidrauski
6. Rebelo
7. Institutions and government policies
8. Social infrastructure (or capital)

سرمایه اجتماعی را به عنوان یک عامل درون‌زا در نظر گرفتند که از نظر تاریخی با مکان و عوامل دیگری همچون زبان حاصل می‌شود (هال و جونز، ۱۹۹۹).

ایشی و سوادا (۲۰۰۹) الگوی سولوی تعمیم‌یافته منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) را با اضافه‌کردن سرمایه اجتماعی به عنوان یکی از نهاده‌های تولیدی بسط دادند. این الگو نیز به عنوان مبانی نظری یک مطالعه تجربی مورد استفاده قرار گرفت و بر نقش سرمایه اجتماعی در کنار سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی در رشد اقتصادی کشورها تأکید کرد. در این الگو عوامل تعیین‌کننده «نرخ رشد اقتصادی» عبارت‌اند از: نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد فناوری، و نرخ‌های استهلاک سه نوع سرمایه. همچنین نرخ پس‌انداز سه نوع سرمایه به عنوان مؤثر در «سطح رشد اقتصادی» به پنج عامل قبلی اضافه می‌شوند (ایشی و سوادا، ۲۰۰۹). الگوی ایشی و سوادا به عنوان مبنای مطالعه حاضر استفاده شده است.

۱-۲- مروری بر برخی از مطالعات داخلی

صالحی (۲۰۰۲) با استفاده از الگوی موسوم به MRW[9] که مبنای الگوسازی مدل استفاده‌شده در مطالعه حاضر نیز هست، سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران را بررسی و به بُعد کلان سرمایه انسانی توجه کرده است. این مطالعه از نرخ ثبت‌نام در مقاطع مختلف تحصیلی و مخارج آموزشی به عنوان پراکسی سرمایه انسانی استفاده می‌کند. تأثیر مثبت سرمایه بر رشد اقتصادی در این مطالعه به اثبات می‌رسد. همچنین سهم نیروی انسانی دانش‌آموخته دانشگاه در رشد اقتصادی بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات نیز برآورد شده و همه ضرایب مربوط به آن، مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده‌اند.

نیلی و نفیسی (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای چگونگی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران را در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵ بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند در دوره مطالعه‌شده سرمایه انسانی تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. همچنین نتیجه گرفته‌اند چنانچه در ایران سیاست‌های آموزشی بر تقویت سطوح ابتدایی و راهنمایی متمرکز شود، رشد اقتصادی تقویت خواهد شد.

تقوی و محمدی (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با استفاده از آمارهای مربوط به دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸ به کمک الگوهای رشد درون‌زای لوکاس (۱۹۸۸) و بسط الگوی ربلو (۱۹۹۰) موسوم به الگوی AK، اثر رشد شاخص‌های سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران را بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که رشدِ سطح سواد در بزرگسالان و رشد متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار (به عنوان پراکسی‌های سرمایه انسانی)، در دوره مطالعه‌شده تأثیر مثبت و معناداری روی رشد تولید ناخالص داخلی کشور داشته‌اند.

امیری و رحمانی (۲۰۰۸) در مقاله‌ای نحوه اثرگذاری دوگانه سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. به این منظور سرمایه اجتماعی به دو نوع سرمایه اجتماعی درون‌گروه و برون‌گروه تقسیم و سپس

9. Mankiw, Romer and Weil

بر اساس الگوهای رشد اقتصادی تأثیر این دو متغیر بر رشد ۲۸ استان کشور طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۹ بررسی شده است. نتیجه این مطالعه آن است که سرمایه اجتماعی درون‌گروه و سرمایه اجتماعی برون‌گروه رابطه منفی دارند. همچنین سرمایه اجتماعی برون‌گروه اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. درحالی که اثر سرمایه اجتماعی درون‌گروه به شاخص‌های سرمایه اجتماعی حساس است و درباره برخی از آن‌ها اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

صمدی، مرزبان و اسدیان فلاحیه (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای که به لحاظ جامعیت می‌تواند در هر دو گروه از مطالعات بررسی شده در این پیشینه جای گیرد، علاوه بر مفهوم سرمایه اجتماعی، سرمایه انسانی و رابطه این دو با رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. در این مقاله رابطه علیت میان سرمایه اجتماعی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ایران طی دروه ۱۳۸۷-۱۳۵۰ بررسی شده است. نتایج مطالعه نسبت به انتخاب شاخص‌ها حساس بوده‌اند، اما با اغلب شاخص‌های نماینده سرمایه اجتماعی این نتایج حاصل شده‌اند: سرمایه انسانی علت تشکیل سرمایه اجتماعی است، سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی با درنظرگرفتن نفت، رابطه علیت دو طرفه‌ای دارند و سرمایه اجتماعی، علت رشد اقتصادی بدون درنظرگرفتن نفت است.

حیدری و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای اثرات سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت و همچنین اثرات متقابل آن‌ها روی رشد اقتصادی را بررسی کرده و سنجیده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در گروه کشورهای خاورمیانه نه‌تنها سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی روی رشد اقتصادی مؤثر است، بلکه ارتباط متقابل آن‌ها روی رشد و توسعه اقتصادی کشورها اثر مضاعفی دارد.

آذربایجانی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی اثر سرمایه انسانی بر رشد کل اقتصاد طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۸ و رشد اقتصاد بدون نفت طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل‌شده حاکی از آن است که شاخص سرمایه انسانی تنها در دوره بلندمدت بر رشد اقتصاد (کل اقتصاد و اقتصاد بدون نفت) اثر مثبت و معناداری دارد، اما در دوره کوتاه‌مدت اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی مثبت، ولی بی‌معنی است.

۲- روش‌شناسی پژوهش

الگوی استفاده‌شده برای برآورده‌کردن هدف تحقیق حاضر با عنوان «الگوی سولوی دوبار تعمیم‌یافته»[10] شناخته می‌شود. این الگو را ایشی و سوادا (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان «بازده کلان سرمایه اجتماعی»[11] که در ژورنال اقتصاد کلان[12] به چاپ رسیده است، برای نخستین‌بار مطرح کردند. نکته حائز اهمیت درباره الگوی ایشی و سوادا آن است که این الگو با تعمیم دوباره الگویی موسوم به مدل MRW یا الگوی سولوی تعمیم‌یافته، منسوب به منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) و با افزودن متغیر سرمایه اجتماعی به عنوان یکی از عوامل تولید، تدوین شده است. در الگوی ایشی و سوادا سه نوع سرمایه وجود دارد و تولید به صورت تابعی از سرمایه فیزیکی، سرمایه

10. Augmented-Augmented Solow Model
11. Aggregate returns to social capital
12. Journal of Macroeconomics

انسانی، سرمایه اجتماعی، نیروی کار و فناوری در نظر گرفته می‌شود (معادله شماره ۴).

۴.

$$Y = f(K_k, K_h, K_s, L, A)$$

یکی از فروض اساسی الگوی سولو، یعنی تکنولوژی خنثی از نوع هارود (کارافزا) در الگوی ایشی و سوادا نیز همچنان برقرار است. فرم تابعی تولید نیز به صورت کاب داگلاس در نظر گرفته می‌شود (معادله شماره ۵).

۵.

$$Y = K_k^{\alpha} K_h^{\beta} K_s^{\gamma} (Al)^{1-\alpha-\beta-\gamma}$$

به طوری که:

۶.

$$\alpha, \beta, \gamma \grave{o} [0,1)$$

۷.

$$\alpha + \beta + \gamma \grave{o} [0,1)$$

در فرم تابعی فوق فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید (همگن‌بودن از درجه ۱) که یکی از فروض اساسی الگوهای رشد نئوکلاسیک است، برقرار است. همین‌جا پیش از آنکه به توضیح سازوکار الگو بپردازیم، می‌توان گفت هدف اصلی تحقیق حاضر و به طور کلی هدف توسعه الگوی MRW و الگوی ایشی و سوادا برآورد مقادیر متغیرهای α، β و γ است که به ترتیب نشان‌دهنده کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی است. همچنین می‌توان اثبات کرد در فرم تابعی تولید در معادله شماره ۵ کشش تولید نسبت به هریک از انواع سرمایه، سهم میزان سرانه مؤثر آن نوع سرمایه در رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. بنابراین با برآورد این کشش‌ها هدف اصلی این پژوهش حاصل و سهم انواع سرمایه در رشد اقتصادی معین خواهد شد.

محوری‌ترین معادله در الگوی سولو معادله انباشت سرمایه فیزیکی است که میزان انباشت سرمایه سرانه مؤثر را به نرخ پس‌انداز، رشد جمعیت، رشد تکنولوژی و نرخ استهلاک مرتبط می‌کند. از آنجا که در الگوی ایشی و سوادا سه نوع مختلف سرمایه (فیزیکی، انسانی و اجتماعی) معرفی می‌شوند و نرخ پس‌انداز و نرخ استهلاک این سه نوع سرمایه با یکدیگر متفاوت است، باید برای هریک، معادله انباشت جداگانه‌ای تعریف شود (معادله شماره ۸).

۸.

$$\dot{\tilde{k}}_i = si\tilde{y} - (n+g+\delta_i)\tilde{k}_i$$
$$i = k, h, s$$

در معادله مذکور نرخ استهلاک سرمایه از نوع i ام است و نرخ رشد جمعیت n و نرخ رشد تکنولوژی g هستند.

همان‌گونه که در الگوی اصلی سولو در وضعیت یکنواخت[۱۳] تغییرات سرمایه فیزیکی سرانه مؤثر برابر با صفر است، در الگوی سولوی دوبار تعمیم‌یافته باید تغییرات مقادیر سرانه مؤثر سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی برابر با صفر باشند ($\acute{k}_h=\acute{k}_s=\acute{k}_k=0$)، بنابراین با استفاده از معادله شماره ۸ مقادیر سرمایه سرانه مؤثر بهینه انواع سرمایه در وضعیت یکنواخت ($k^*_h.k^*_s.k^*_k$) برحسب متغیرهای الگو و تولید سرانه مؤثر ($\tilde{y}^*$) به صورت معادله شماره ۹ حاصل می‌شوند:

.۹

$$\tilde{k}^*_i=\frac{si\tilde{y}^*}{n+g+\delta_i}\ i=k,h,s$$

اگر برای سادگی فرض کنیم که نرخ‌های استهلاک هر سه نوع سرمایه با یکدیگر برابر باشند $\delta_k=\delta_h=\delta_s=\delta$، با حل الگو بر حسب مقدار $\tilde{y}^*$ تولید سرانه مؤثر بهینه در وضعیت یکنواخت به صورت معادله شماره ۱۰ حاصل می‌شود:

.۱۰

$$\tilde{y}^* = \left[\frac{s_k^{\alpha}s_h^{\beta}s_s^{\gamma}}{(n+g+\delta)^{\alpha+\beta+\gamma}}\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}}$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله شماره ۱۰، معادله شماره ۱۱ حاصل می‌شود:

.۱۱

$$ln\left(\frac{Y^*}{AL}\right)=\left[\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma}ln(s_k)+\frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma}ln(s_h)+\frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}ln(s_s)-\frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}ln(n+g+\delta)\right]$$

همچنین بر حسب تولید سرانه، معادله زیر به دست می‌آید.

.۱۲

$$\ln\left(\frac{Y^*}{L}\right)=a+gt+\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_k)+\frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_h)+\frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_s)-\frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(n+g+\delta)+\varepsilon$$

بر اساس معادله شماره ۱۲، اگر اقتصادی در زمان t در وضعیت یکنواخت باشد، لگاریتم درآمد سرانه آن می‌تواند به صورت تابع لگاریتمی-خطی[۱۴] از نرخ‌های پس‌انداز سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی باشد. این معادله را می‌توان به صورت غیرمقید یا به صورت مقید برآورد کرد.

13. Steady-sate
14. Log-linear

۳- یافته‌های پژوهش

برای تخمین معادله رگرسیونی ۱۲ به حقایق آماری مربوط به یک متغیر وابسته (تولید سرانه $\frac{Y^*}{L}$) و چهار متغیر مستقل (نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی، نرخ پس‌انداز سرمایه انسانی، نرخ پس‌انداز سرمایه اجتماعی و مجموع نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد تکنولوژی و نرخ استهلاک $n+g+\delta$) نیاز داریم.

مشاهدات استفاده‌شده برای تخمین الگوی این تحقیق داده‌های پانل مربوط به ۲۰ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ هستند. در این الگو، متغیر تولید (درآمد) سرانه ($\frac{Y^*}{L}$) به عنوان متغیر وابسته است که از داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های کشور بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به دست آمده است. مرجع داده‌های مذکور مرکز آمار ایران بوده است. از این متغیر به عنوان نماگر الگو استفاده شده است. درباره متغیر نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی به عنوان یکی از رگرسوها به دلیل محدودیت داده‌های استانی و ارائه‌نشدن اطلاعات مربوط به تشکیل سرمایه ثابت و پس‌انداز استان‌ها در سالنامه آماری استان‌ها، به‌ناچار از داده پس‌انداز ناخالص ملی (به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳) که بانک مرکزی تهیه‌اش کرده برای همه استان‌ها استفاده شده است، سپس با تقسیم پس‌انداز ناخالص ملی بر درآمد ملی (به قیمت‌های سال ۱۳۸۳)، نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی کشور محاسبه شد.

به جای متغیر نرخ پس‌انداز سرمایه انسانی به عنوان یکی دیگر از متغیرهای توضیحی، از آمار تعداد دانشجو به جمعیت استان‌ها (در صد هزار نفر) استفاده شده است که مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی در گزارش‌های آمار آموزش عالی در یک نگاه ارائه کرده است. پراکسی نرخ پس‌انداز سرمایه اجتماعی، بر مبنای آمار پرونده‌های مختومه چک بلامحل، مستخرج از فصل ۱۳ سالنامه آماری استان‌ها که مربوط امور قضایی است، محاسبه شده است. با این تعبیر که پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل به معنی کاهش در اعتماد در مبادلات اقتصادی و درنتیجه کاهش موجودی سرمایه اجتماعی هستند، می‌توان آن را به عنوان پس‌انداز منفی سرمایه اجتماعی تلقی کرد. نمایاری که برای نرخ پس‌انداز سرمایه اجتماعی در الگو وارد شده است، تعداد چک‌های بلامحل به ازای هر صد هزار نفر است. از آنجا که منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۰) نرخ رشد تکنولوژی را ثابت و برابر با متوسط نرخ رشد درآمد سرانه یعنی ۰/۰۱ درصد در نظر گرفته‌اند، در این مطالعه نیز برای سادگی و در عین حال محدودیت اطلاعات موجود در پایگاه‌های آماری کشور، از همین مقدار برای نرخ رشد تکنولوژی استفاده شده است. همچنین در اغلب مطالعات نرخ استهلاک در اقتصاد ایران نزدیک به ۵ درصد برآورد شده است. مطالعه حاضر نیز برای سهولت تحقیق مقدار تقریبی ۰/۰۵ را برای نرخ استهلاک در نظر گرفته است. نرخ رشد جمعیت نیز با استفاده از داده‌های جمعیت استان‌ها محاسبه شده است این نرخ را مرکز آمار ایران تهیه کرده است.

۳-۱- روش تخمین و تصریح الگوی رگرسیون

برای تخمین الگوی این تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا[15] استفاده شده است. پویایی الگوها به این معناست که متغیر، وابسته به مقادیر گذشته خود (یا به اصطلاح وقفه‌های خود)

15. Generalized Method of Moments for Dynamic Panel Data (GMM/DPD)

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد IPS و ADF

متغیر	آزمون IPS	آزمون ADF	مرتبه انباشتگی
$\ln(YCAP_{it})$	Stat=-۰/۱۷۱۸ Prob=۰/۴۳ غیرساکن	Stat= ۳۳/۷۲۶ Prob=۰/۷۴۷ غیرساکن	بر اساس هر دو آزمون AR (۲) است.
$\ln(SK_t)$	Stat=۰/۳۳۴۸۰ Prob=۰/۶۳۱۱ غیرساکن	Stat=۲۵/۴۰۱۹ Prob=۰/۹۶۴۹ غیرساکن	بر اساس هر دو آزمون AR (۱) است.
$\ln(SHi_t)$	Stat=-۱/۶۲۰۰۷ Prob=۰/۰۴۹۱ ساکن	Stat=۴۹/۰۸۵۹ Prob=۰/۱۵۳۶ غیرساکن	بر اساس آزمون IPS، ساکن و بر اساس ADF، AR (۱) است.
$\ln(SS_{it})$	Stat=-۰/۸۸۹ Prob=۰/۱۸۷۰ غیرساکن	Stat=۴۸/۶۲۷۵ Prob=۰/۱۶۴۵ غیرساکن	بر اساس آزمون IPS، غیرساکن و بر اساس ADF ساکن است.
$\ln(n_{it}+0.06)$	Stat=۰/۶۸۳۰۱ Prob=۰/۷۵۲۷ غیرساکن	Stat=۲۶/۰۰۱۱ Prob=۰/۹۵۷۳ غیرساکن	بر اساس هر دو آزمون، AR (۱) است.

منبع: یافته‌های تحقیق

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

وابسته باشد. می‌توان اثبات کرد در صورتی که الگوی رگرسیونی داده‌های پانل از نوع پویا باشد، استفاده از برآوردگر اثرات ثابت (FE) یا اثرات تصادفی (RE) برای تخمین آن تورش‌دار خواهد بود. در چنین حالتی برای

جدول ۲. نتایج برآورد معادله ۱۴

رگرسورها	برآورد	آماره تی	سطح معناداری
$d\ln(YCAP_{it}-1)$	C_1=-۰/۰۲۲۹۹۰	-۳/۲۴۱۳۵۰	۰/۰۰۱۵
trend	C_2=-۰/۰۱۰۰۶۲	-۷/۶۲۵۹۰۱	۰/۰۰۰۰
$dln(SK_t)$	C_3=+۰/۵۷۲۴۸۶	۱۵/۲۳۶۱۰	۰/۰۰۰۰
$ln(SH_{it})$	C_4=+۰/۰۳۵۰۸۹	۵/۳۰۳۷۹۲	۰/۰۰۰۰
$d\ ln(SS_{it})$	C_5=-۰/۰۳۷۸۷۲	-۲/۷۲۶۰۰۷	۰/۰۰۷۲
$-d\ ln(n_{it}+0.06)$	C_6=-۱/۱۱۶۱۹۹	-۳۳/۸۳۲۵۳	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد LLC و PP

متغیر	آزمون LLC	آزمون PP	مرتبه انباشتگی
$ln(YCAP_{it})$	Stat=-۴/۰۱۱۶ Prob=۰/۰۰۰۰ ساکن	Stat=۱۶/۹۳۰۶ Prob=۰/۹۹۹۵ غیر ساکن	بر اساس آزمون LLC، ساکن و بر اساس آزمون PP،AR (۱) است.
$ln(SK_{it})$	Stat=-۴/۸۸۶ Prob=۰/۰۰۰۰ ساکن	Stat=۲۳۰/۰۰۹ Prob=۰/۰۰۰۰ ساکن	بر اساس هر دو آزمون ساکن است.
$ln(SH_{it})$	Stat=-۸/۰۸۹ Prob= ۰/۰۰۰ ساکن	Stat=۸۵/۷۶۲۸ Prob=۰/۰۰۰۰ ساکن	بر اساس هر دو آزمون ساکن است.
$ln(SS_{it})$	Stat=-۸/۵۶۲۳ Prob=۰/۰۰۰۰ غیرساکن	Stat=۲۶/۵۲۶۶ Prob=۰/۹۴۹۷ ساکن	بر اساس آزمون LLC، ساکن و بر اساس آزمون PP،AR (۱) است.
$ln(n_{it}+0.06)$	Stat=-۱/۴۸۹۹ Prob=۰/۰۶۸۱ غیرساکن	Stat=۷۰/۲۸۵۸ Prob=۰/۰۰۲۲ ساکن	بر اساس آزمون LLC ،AR (۱) و بر اساس آزمون PP، ساکن است.

منبع: یافته‌های تحقیق

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

دستیابی به تخمین‌های بدون تورش می‌توانیم از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا استفاده کنیم که نخستین‌بار آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح کردند.

مزایای این روشِ تخمین، همچون لحاظ‌کردن ناهمسانی‌های واحدهای مقطع عرضی و اطلاعات بیشتر، تخمین‌های دقیق‌تر و با کارایی بالاتر و هم‌خطیِ کمتر، باعث شده است استفاده از آن متداول شود. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا زمانی به کار می‌رود که تعداد واحدهای مقطع عرضی بیشتر از تعداد دوره‌های زمانی باشد (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰). همان‌گونه که در مقاله حاضر نیز تعداد استان‌ها یعنی ۲۰ از سال‌های مطالعه‌شده یعنی ۱۱ بیشتر است.

روشی که آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح کردند، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی مرتبه اول[16] نامیده می‌شود. آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و بوند (۱۹۹۸) با توسعه و تعدیل روش تفاضلی مرتبه اول، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته متعامد[17] را ارائه دادند. در روش تفاضلی مرتبه اول، برای گنجاندن اثرات فردی در الگو از تفاضل و در روش متعامد برای گنجاندن این اثرات از روش اختلاف متعامد[18] استفاده می‌شود. روش متعامد

16. First Difference GMM
17. Orthogonal GMM
18. Orthogonal Deviation

جدول ۴. نتایج برآورد معادله ۱۵

رگرسورها	برآورد	آماره تی	سطح معناداری
$ln(YCAP_{it-1})$	C_1=+۰/۲۶۸۰۹۴	۲۰/۶۶۱۱۳	۰/۰۰۰۰
$trend$	C_2=+۰/۰۰۷۲۸۲	۱/۹۸۱۴۰۰	۰/۰۴۹۱
$ln(SK_t)$	C_3=+۰/۳۱۶۸۳۲	۵/۱۷۰۹۵۹	۰/۰۰۰۰
$ln(SH_{it})$	C_4=+۰/۰۲۸۶۹۶	۳/۰۴۳۸۲۰	۰/۰۰۲۷
$dln(SS_{it})$	C_5=-۰/۱۸۸۷۷۲	-۱۵/۷۵۶۷۰	۰/۰۰۰۰
$-ln(n_{it}+0.06)$	C_6=-۰/۵۱۹۳۸۷	-۱۳/۲۵۰۹۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان

نسبت به روش تفاضلی مزیت‌هایی دارد، از جمله اینکه دقت تخمین را بالا می‌برد و درجه آزادی کمتری از دست می‌رود. همچنین تخمین‌های کاراتری به دست می‌دهد (بالتاگی، ۲۰۰۸). در این مطالعه نیز برای برآورد الگو (معادلات ۱۴ و ۱۵) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته متعامد استفاده شده است.

۳-۲- تصریح الگوی رگرسیون

در بخش تبیین الگو بیان شد که معادله رگرسیون ۱۲ باید برآورد شود و بر اساس نتایج آن میزان تأثیر انواع سرمایه بر رشد اقتصادی مشخص شود. معادله شماره ۱۳ همان معادله شماره ۱۲ است که با نمادهای ساده‌تری برای تخمین استفاده می‌شود.

.۱۳

$$\ln(YCAP_{it}) = C(1) + C(2).t + C(3).\ln(SK_t) + C(4).\ln(SH_{it}) + C(5).\ln(SS_{it}) - C(6).\ln(n_{it} + 0.06) + U_{it}$$

$YCAP_{it}$: سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی استان i ام، در سال t ام؛ SK_t: نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی کشور در سال t ام؛ SH_{it}: نرخ پس‌انداز سرمایه انسانی (تعداد دانشجو در صد هزار نفر) در استان i ام در سال t ام؛ SSI_{it}: نرخ پس‌انداز سرمایه اجتماعی (تعداد چک‌های بلامحل در صد هزار نفر) در استان i ام در سال t ام و n_{it}: نرخ رشد جمعیت استان i ام در سال t ام در این معادله است.

قبل از تصریح دقیق الگو، آزمون ریشه واحد متغیرها انجام شده و برای اجتناب از تخمین رگرسیون کاذب بر مبنای این آزمون، با استفاده از متغیرهای ساکن اقدام به تصریح مجدد الگو کرده‌ایم. ابتدا آزمون ریشه واحد

IPS[19] و ADF[20] را انجام داده و بر مبنای آن‌ها یک‌بار الگو را تصریح کرده‌ایم (معادله شماره ۱۴) و تخمین زده‌ایم. سپس آزمون‌های ریشه واحد LLC[21] و PP[22] را انجام داده‌ایم و مجدداً بر مبنای آن‌ها به تصریح و تخمین الگو (معادله شماره ۱۵) اقدام کرده‌ایم. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو بر اساس آزمون‌های IPS و ADF در جدول شماره ۱ ارائه شده است. با استفاده از نتایج آزمون‌های ریشه واحد IPS و ADF درباره متغیرهای الگو و تفاضل‌گیری از متغیرهای غیرساکن، می‌توانیم الگو را به شکل زیر تصریح کنیم:

.۱۴

$$d\ln(YCAP_{it}) = C(1).d\ln(YCAP_{i,t-1}) + C(2).t + C(3).d\ln(SK_t) + C(4).\ln(SH_{it}) + C(5).d\ln(SS_{it}) - C(6).d\ln(n_{it} + 0.06) + U_{it}$$

همان‌گونه که پیش‌تر توضیح دادیم به این دلیل که در سمت راست معادله شماره ۱۴ وقفه‌ای از متغیر وابسته ($d\ln(YCAP_{i,t+1})$) وارد و به اصطلاح الگوی رگرسیون پویا می‌شود، باید از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پانل پویا برای برآورد این معادله استفاده کنیم. تخمین ضرایب معادله شماره ۱۴ به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و با استفاده از مِتد اختلاف متعامد برای گنجاندن اثرات فردی در جدول شماره ۲ آورده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو بر اساس آزمون‌های LLC و PP در جدول شماره ۳ ارائه شده است. بر مبنای نتایج آزمون ریشه واحد LLC و PP درباره متغیرهای الگو و تفاضل‌گیری از متغیرهای غیرساکن، می‌توانیم الگو را به شکل زیر تصریح کنیم:

.۱۵

$$\ln(YCAP_{it}) = C(1).\ln(YCAP_{i,t-1}) + C(2).t + C(3).\ln(SK_t) + C(4).\ln(SH_{it}) + C(5).d\ln(SS_{it}) - C(6).\ln(n_{it} + 0.06) + U_{it}$$

به دلیل پویایی معادله شماره ۱۵ از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته برای آن استفاده می‌کنیم. تخمین ضرایب معادله شماره ۱۵ به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (و با استفاده از مِتد اختلاف متعامد برای گنجاندن اثرات فردی) در جدول شماره ۴ آورده شده است.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

٤-١- تحلیل نتایج معادله رگرسیونی (١١)

در نتایج به‌دست‌آمده بر مبنای تخمین ـ معادله شماره ۱۴ ضرایب همه متغیرها معنی‌دار هستند. بر مبنای این نتایج، یک درصد افزایش در نرخ رشد پس‌انداز ملی باعث ۰/۵۷ درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص

19. Im, Pesaran and Shin W-stat
20. ADF - Fisher Chi-square
21. Levin, Lin and Chu
22. PP - Fisher Chi-square

داخلی سرانه استان‌ها می‌شود که البته با ملاحظه ضریب ۰/۵۷ درصد، به نظر می‌رسد حساسیت رشد تولید ناخالص داخلی به نرخ رشد پس‌انداز ملی قابل توجه نیست (معادله شماره ۱۶).

۱۶.

$$\frac{d(dln(YCAP_{it}))}{d(dln(SK_{it}))} = \frac{d(r_{YCAP})}{d(r_{SK})} = 0.57$$

همچنین یک درصد افزایش در تعداد دانشجویان (به عنوان پراکسی پس‌انداز سرمایه انسانی) در هر استان باعث ۰/۰۳۵ واحد افزایش در نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی استان‌ها می‌شود که پایین‌بودن ضریب پیش‌گفته را می‌توان به ازدحام نیروی کار تحصیل‌کرده و ناتوانی ساختار اقتصادی کشور درجذب نیروهای کار تحصیل‌کرده از طرفی و حرکت به سمت بازده نهایی منفی نیروی کار (سرمایه انسانی) در ترکیب با انواع دیگر سرمایه تلقی کرد (معادله شماره ۱۷).

۱۷.

$$\frac{d(dln(YCAP_{it}))}{dln(SH_{it})} = \frac{d(r_{YCAP})}{\%d(SH)} = 0.035$$

به علاوه یک درصد افزایش در نرخ رشد پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل هر استان (به عنوان پس‌انداز منفی سرمایه اجتماعی) موجب کاهش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به میزان ۰/۰۳۸ درصد خواهد شد (معادله شماره ۱۸). پایین‌بودن ضریب پیش‌گفته بیانگر این است که به جز پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل، احتمالاً متغیرهای دیگری می‌تواند به عنوان پراکسی سرمایه اجتماعی تلقی شود که می‌تواند در پژوهش‌های بعدی بررسی شود.

۱۸.

$$\frac{d(dln(YCAP_{it}))}{d(dln(SS_{it}))} = \frac{d(r_{YCAP})}{d(r_{SS})} = -0.038$$

منفی‌بودن ضریب متغیر روند زمانی نیز دلالت بر آن دارد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها در طول زمان روندی کاهشی دارد که این ضریب منفی حکایت از رکود اقتصادی حاکم بر اقتصاد کشور طی دوره بررسی‌شده دارد.

٤-٢- تحلیل نتایج معادله رگرسیونی (۱۵)

نتایج تخمین معادله ۱۵ با معنی‌داری تمامی ضرایب الگو، حاکی از آن است که یک درصد افزایش در پس‌انداز ملی باعث ۰/۳۱ درصد افزایش در درآمد سرانه استان‌ها خواهد شد (معادله شماره ۱۹).

۱۹.

$$\frac{dln(YCAP_{it})}{dln(SK_{it})} = \frac{\%d(YCAP)}{\%d(SK)} = 0.31$$

یک درصد افزایش در تعداد دانشجویان هر استان باعث ۰/۰۲۹ درصد افزایش در سرانه تولید ناخالص داخلی هر استان خواهد شد (معادله شماره ۲۰).

$$\frac{dln(YCAP_{it})}{dln(SH_{it})} = \frac{\%d(YCAP)}{\%d(SH)} = 0.029 \quad .۲۰$$

همچنین یک واحد (یا ۱۰۰ درصد) افزایش در نرخ رشد پرونده‌های مختومه چک‌های بلامحل هر استان، تولید ناخالص داخلی سرانه آن استان را به اندازه ۰/۱۸ درصد کاهش خواهد داد (معادله شماره ۲۱).

$$\frac{dln(YCAP_{it})}{d(dln(SS_{it}))} = \frac{\%d(YCAP)}{d(r_{SS})} = -0.18 \quad .۲۱$$

همان‌گونه که انتظار می‌رفت پس‌انداز هر سه نوع سرمایه در تعیین نرخ رشد و سطح رشد اقتصادی استان‌ها، تاثیر مثبت و معنی‌دار است. با این حال میزان تأثیر سرمایه فیزیکی نسبت به سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی به مراتب بیشتر است. پایین‌بودن ضریب سرمایه انسانی به دلیل ناتوانی اقتصاد در جذب نیروی کار تحصیل‌کرده و نرخ‌های بالای بیکاری در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاه است. پایین‌بودن ضریب سرمایه اجتماعی نیز مؤید آن است که باید متغیرهای بیشتری برای این سرمایه در نظر گرفت.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله مستخرج از یک طرح پژوهشی با عنوان «بررسی نقش اثر تفکیکی سرمایه در رشد اقتصادی استان‌های منتخب» است که بودجه آن را دانشگاه پیام نور مرکز شهرکرد تأمین کرده است.

مشارکت‌نویسندگان

مدیریت پروژه، پردازش ایده، تبیین مسئله، مدل‌سازی: پروانه کمالی دهکردی؛ مدل‌سازی، تجزیه و تحلیل آماری: سید نظام‌الدین مکیان، فاطمه دهقانی شاهزاده بیگمی؛ ادبیات موضوع، مرور پژوهش‌های پیشین: علی نظری زانیانی.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، مقاله تعارض منافع ندارد.

Abel, A. B., Mankiw, N. G., Summers, L. H., & Zeckhauser, R. J. (1989). Assessing dynamic efficiency: Theory and evidence. *The Review of Economic Studies, 56*(1), 1-19. [DOI:10.2307/2297746]

Amiri, M., & Rahmani, T. (2008). [Investigating the impact of internal and external social capital investments on economic growth in Iranian provinces (Persian)]. *Semi-annual Journal of Iran's Economic Essays, 3*(6), 111-52.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies, 58*(2), 277-97.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics, 68*(1), 29-51.

Azerbaijani, K., Moradpour Oladi, M., & Najafi, Z. (2015). [Commercial liberalization and human capital on Iran's economic growth: 1385-1338 (Persian)]. *Macroeconomic Research Journal, 9*(18), 13-30.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data.* Washington D. C.: John Wiley & Sons.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth.* 2th Ed. Cambridge: MIT Press.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, 87*(1), 115-43.

Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review, 55*(5), 1126-50.

Domar, E. D. (1946). Capital expansion, rate of growth, and employment. *Econometrica, Journal of the Econometric Society, 14*(2), 137-47. [DOI:10.2307/1905364]

Ghaemi, V., Azarbaijani, K., Adibi Sadeh, M., & Tavakoli, Kh. (2011). [Investigating the impact of social group capital on economic development in Iran's provinces (Persian)]. *Rahbord Journal, 20*(59), 243-70.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics, 114*(1), 83-116. [DOI:10.1162/003355399555954]

Harrod, Roy F. (1939). An essay in dynamic theory. *The Economic Journal, 49*(193), 14-33. [DOI:10.2307/2225181]

Heidari, H., Faaljou, H., Nazariyan, E., & Mohammadzadeh, Y. (2013). [Social capital, health capital and economic growth in the middle east countries (Persian)]. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3*(11), 57-74.

Ishise, H., & Sawada, Y. (2009). Aggregate returns to social capital: Estimates based on the augmented augmented-Solow model. *Journal of Macroeconomics, 31*(3), 376-93. [DOI:10.1016/j.jmacro.2008.08.002]

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics, 22*(1), 3-42.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1990). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(2), 407-37. [DOI:10.3386/w3541]

Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2001). [Investigating the Effect of Institutional Structures on Economic Growth by GMM Dynamic Panel Data (Persian)]. *Economic Modeling, 5*(15), 1-24.

Nili, M. (2014). [*Topics of advanced macroeconomics* (Persian)]. Tehran: Sharif University of Technology.

Nili, M., & Nafisi, Sh. (2004). [Human capital, education distribution of labor force and economic growth: the case of Iran (Persian)]. *Iranian Journal of Economic Research, 5*(17), 1-31.

Ramsey, F. P. (1927). A contribution to the theory of taxation. *The Economic Journal, 37*(145), 47-61.

Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics.* New York: McGraw-Hill/Irwin.

Romer, P. M. (1994). The origins of endogenous growth. *The Journal of Economic Perspectives, 8*(1), 3-22. [DOI:10.1257/jep.8.1.3]

Sadeghi, M., & Emadzadeh, M. (2004). [Estimating the human capital share in Iran's economic growth (1965-2000) (Persian)]. *Iranian Journal of Economic Research, 17*(5), 79-98.

Salehi, M. J. (2002). [The impact of human capital on Iran's economic growth (Persian)]. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education, 8*(1), 43-74.

Samadi, A. H., Marzban, H., & Asadian Falahiyeh, K. (2012). [Human capital, social capital, and economic growth a case study of Iran's economy (1350- 1350) (Persian)]. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran, 1*(2), 145-76.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly Journal of Economics, 70*(1), 65-94.

Taghavi, M, & Mohammadi, H. (2006). [The effect of human capital on economic growth: Case of Iran (Persian)]. *Journal of Economic Research, 6*(22), 15-44.