Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

# تأثیر هزینه‌های آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت

**دکتر کیومرث شهبازی***
**دکتر محمد حسنی****
**نسیم شهبازی*****

**چکیده**

*با توجه به اینکه ۷۸٪ شاغلان بخش صنعت را در ایران افرادی با تحصیلات دیپلم و زیر دیپلم تشکیل می‌دهند، لذا ارتقای کیفیت سطوح پایین آموزشی می‌تواند نقشی مؤثر در رشد ارزش افزوده بخش صنعت ایفا کند. با وجود اینکه تاکنون تأثیر هزینه‌های آموزش و پرورش بر رشد اقتصادی از جنبه‌های متفاوتی مورد بررسی قرار گرفته اما تا به حال توجهی خاص به تأثیر هزینه‌های جاری و عمرانی آموزش و پرورش در رشد ارزش افزوده بخش صنعت نشده است. هدف این تحقیق بررسی رابطهٔ میان هزینه‌های وزارت آموزش و پرورش و ارزش افزوده بخش صنعت با بهره گیری از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۸ و کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) است. نتایج حاصله وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند و حاکی از این است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به خلاف هزینه‌های جاری، هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معنادار دارد. در بلندمدت، موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت در مقایسه با سایر متغیرها بر ارزش افزوده صنعت تأثیر مثبت بیشتری دارد و مخارج آموزش عالی و هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش به ترتیب در رتبه‌های بعدی قرار دارند. کشش ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش ۰/۱۷ بوده و بیانگر این است که ۱ درصد افزایش هزینه‌های عمرانی، ارزش افزوده بخش صنعت را ۰/۱۷ درصد افزایش خواهد داد. براساس نتایج، افزایش بودجه عمرانی آموزش و پرورش منجر به رشد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد شد.*

**کلید واژه‌ها**: آموزش و پرورش، ارزش افزوده بخش صنعت، هزینه‌های جاری، هزینه‌های عمرانی، هزینه‌های آموزش عالی، سرمایه انسانی

---

**تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۶ تاریخ پذیرش: ۹۲/۵/۱۲**

* استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه k.shahbazi@urmia.ac.ir
** دانشیار دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه ارومیه m.hassani@urmia.ac.ir
*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه nasim.shahbazi90@yahoo.com

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

**مقدمه**

پس از دهه ۱۹۵۰، تغییرات کیفی در نیروی کار به صورت مهارتها و تخصصهای ناشی از سرمایه‌گذاریهای آموزشی مطرح، و به تدریج مفهوم سرمایه انسانی در تحلیلهای اقتصادی از اهمیت شایسته‌ای برخوردار شد (تاری و ارضروم چیلر، ۱۳۸۱). یکی از مهم‌ترین ارکان سرمایه انسانی آموزش است. هنگامی که از ایجاد سرمایه انسانی از طریق آموزش صحبت می‌شود، زمانی است که سرمایه‌گذاریهای مالی (چه به صورت مخارج تحصیلی و چه به صورت فداکاری و هزینه فرصت از دست رفته) صورت پذیرفته است تا تغییرات و تحولاتی در افکار و افعال فرد به وجود آورد (عمادزاده، ۱۳۸۴). امروزه آموزش و پرورش جوانان نوعی سرمایه‌گذاری ملی است و هر کشور که در این راه تلاش بیشتری متحمل شود، بی شک از رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی بیشتری در آینده برخوردار خواهد شد. توجه بیشتر مردم و دولتهای کشورهای در حال توسعه در سه دهه آخر قرن بیستم به سرمایه‌گذاری روی انسان را می‌توان در سهم هزینه‌های عمومی آموزش و پرورش از تولید ناخالص ملی[1] و سهم آن از کل هزینه‌های دولت مشاهده کرد. این هزینه‌ها به دو دسته هزینه منابع سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) و هزینه منابع نیروی انسانی (هزینه‌های جاری) تقسیم می‌شوند و شناسایی میزان تأثیر هر کدام از آنها بر ارزش افزوده بخش صنعت حائز اهمیت است.

رشد اقتصادی هر جامعه از روی میزان درآمد ملی آن جامعه ارزیابی می‌شود. بنابراین، توجه به عواملی که سبب افزایش رشد درآمد ملی شود، در ادبیات اقتصادی اهمیت بسیار دارد. یکی از مهم‌ترین بخشهایی که سهم عمده‌ای در تولید ملی دارد، بخش صنعت است. نقش قابل توجه صنعت در پیشرفت اقتصادی کشورها امری بسیار بدیهی است که ریشه در ماهیت این بخش دارد. بخش صنعت این ظرفیت را دارد که نسبت به سایر بخشهای اقتصادی ارزش افزوده بیشتری را با مقدار مشخصی از عوامل تولید ایجاد نماید. صنعت ایران دارای دو ویژگی مهم است: اولاً، تولیدات صنعتی ایران به نسبت کاربر هستند تا سرمایه‌بر؛ ثانیاً، ۷۸٪ شاغلان بخش صنعت در ایران را افراد غیر متخصص (دارای تحصیلات دیپلم و زیر دیپلم) تشکیل می‌دهند[2]. بنابراین، تغییر در سرمایه انسانی نیروی کار غیرمتخصص، نسبت به نیروی کار متخصص تأثیر بیشتری در ایجاد ارزش افزوده بخش صنعت خواهد داشت (عمادزاده و بکتاش، ۱۳۸۴). با توجه به ویژگیهایی که در بالا مطرح

1. Gross National Product (GNP)

۲. براساس داده‌های مرکز آمار ایران

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

شد، در ایران آموزش و پرورش در حکم سازمانی که وظیفه تربیت نسبت بالایی از نیروی کار بخش صنعت را عهده‌دار است، می‌تواند نقشی مؤثرتر در رشد ارزش افزوده صنعت ایفا کند.

آموزش به منزلهٔ بخش مهمی از سرمایه انسانی همواره مورد توجه محققان، سیاستگذاران و اقتصاددانان بوده است. در سراسر جهان دولتها همواره قسمت عمده‌ای از بودجه خود را به سرمایه‌گذاری در این زمینه اختصاص می‌دهند، اما اینکه سرمایه‌گذاری بیشتر در زمینه آموزش و پرورش موجبات رشد اقتصادی سریع‌تر را فراهم می‌آورد یا خیر، هنوز هم بحث برانگیز است! از سویی هم با وجود اینکه تاکنون تأثیر هزینه‌های آموزش و پرورش بر رشد اقتصادی از جنبه‌های متفاوتی مورد بررسی قرار گرفته اما تا به حال توجهی خاص به تأثیر آن در رشد ارزش افزوده بخش صنعت نشده است. لذا، هدف از انجام دادن این مطالعه بررسی تأثیر هزینه‌های آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت است. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا هزینه‌های جاری و عمرانی آموزش و پرورش می‌توانند بر ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر بگذارند یا خیر؟ و اینکه کدام دسته از این هزینه‌ها تأثیر بیشتری بر ارزش افزوده صنعت خواهند داشت؟

پژوهش حاضر در چهار بخش تنظیم شده است. بخش نخست، مروری بر پیشینه پژوهش و مطالعات تجربی است. بخش دوم به تصریح مدل و روش تحقیق پرداخته است. بخش سوم به بحث و تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص یافته است، و در نهایت بخش چهارم نتیجه‌گیری و پیشنهادات را ارائه کرده است.

## ۱. پیشینه پژوهش و مطالعات تجربی

تأثیر مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی یکی از مسائل مهم در ادبیات اقتصادی است. با توجه به نظریه رشد درونزا مخارج آموزشی سرمایه انسانی را بهبود می بخشد و به پیشرفت فنی درونزا منتهی می‌شود، بنابراین رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. ادبیات نظری فراوانی در زمینه تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی وجود دارد که از جمله مطالعات اولیه می‌توان به بیکر (۱۹۶۴)، اوزاوا (۱۹۶۵)، نلسون و فلپس (۱۹۶۶)، لوکاس (۱۹۸۸)، رومر (۱۹۹۰) و منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲) اشاره کرد (به نقل از مورفی و ترستارو–سیدشلاگ[1]، ۲۰۰۷). در ادبیات نظری غالباً دو رویکرد در زمینه تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی وجود دارد. طبق رویکرد اول سرمایه انسانی عامل تعیین‌کننده اساسی در پیشرفت فنی است که با تأثیر بر پیشرفت فنی بهره‌وری را افزایش می‌دهد. طبق رویکرد دوم، سرمایه انسانی یکی از عوامل اولیه تولید است که می‌تواند با سرمایه‌گذاری در

1. Murphy & Traistaru - Siedschlag

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

آموزش انباشت و به رشد بهره‌وری و رشد اقتصادی منجر شود (مورفی و ترستارو-سیدشلاگ، ۲۰۰۷؛ پودرسا و کارمسی[1]، ۲۰۰۲). ریمو[2] (۱۹۹۵) از مخارج آموزشی به منزلهٔ معیار کیفیت آموزش بهره می گیرد و بیان می‌کند که عوامل گوناگون مانند اندازه کلاس، کیفیت استاد و تجهیزات آموزشی، کیفیت آموزش را تحت تأثیر قرار می‌دهند. لذا ریمو مخارج صرف شده بابت آموزش را به عنوان شاخص سرمایه انسانی در نظر گرفته و اثر آن را بر رشد اقتصادی بررسی کرده است. از نظر کواتس[3] (۱۹۹۸) هرگونه تلاش در جهت مدلسازی فرایند آموزشی بایستی نه تنها ویژگیهای ایستای مدارس، معلمان، دانش‌آموزان و خانواده‌های آنها را در نظر بگیرد، بلکه بایستی کاربرد مستمر عوامل تولید آموزشی را نیز در مدل لحاظ کند. پریچت و فیلمر[4] (۱۹۹۹) در یک مدل بهینه‌سازی تخصیص مخارج نشان داده‌اند که کاربرد عوامل تولید بایستی طوری انتخاب شود که تولید نهایی آخرین واحد پولی خرج شده روی عوامل تولید با هم برابر شود. نویسندگان بر مبنای نظریه‌های تخصیص مخارج یک مدل تابع تولید آموزش ارائه کرده‌اند که در آن مخارج صرف شده بابت نهاده‌ها (دستمزد معلمان، اندازه کلاسها، ساختمانها، تجهیزات آموزشی و کتابهای درسی) نقش مهمی در تخصیص منابع ایفا می‌کنند. پریچت و فیلمر برای تخصیص یک بودجه ثابت $B$ میان نهاده‌ها و حداکثرسازی تولید آموزش مسئله زیر را در نظر گرفته‌اند:

$$\max \quad S = f(X)$$
$$s.t. \quad P'X = B$$

که در آن $S$ تولید آموزش است و تابعی از نهاده‌های آموزشی است که با عناصر $x_i$ بردار $X$ نشان داده می‌شوند و قیمت هر کدام از آنها $p_i$ است. فرض تخصیص نهاده‌ها به روش فوق، پیش-بینیهای بسیار قوی در مورد نتایج حاصل از برآورد توابع تولید آموزشی ایجاد می‌کند. با توجه به این مسئله بهینه‌سازی، مخارج آموزشی (یا نهاده‌ها) بایستی طوری تخصیص پیدا کنند که تولید نهایی هر واحد پولی صرف شده بابت نهاده‌ها میان کلیه نهاده‌ها برابر باشد. در غیر این صورت، تخصیص مخارج دولت میان عوامل تولید آموزش ناکارا خواهد بود (بانک جهانی، ۱۹۹۵).

پریچت و فیلمر (۱۹۹۹) در یک مدل اثباتی تخصیص مخارج جدید فرض کرده‌اند که فرد تخصیص دهنده نهاده‌های آموزشی بودجه ثابتی را در نظر می‌گیرد و میانگین وزنی تولید آموزش، $S(X)$، و مطلوبیت معلم، $T(X)$ را حداکثر می‌کند. در این مدل تابع تولید آموزش نه تنها

1. Podrecca & Carmeci
2. Raymo
3. Coates
4. Pritchett & Filmer

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

تابعی از فرایند آموزش است، بلکه تابعی از ساختار تابع مطلوبیت معلم نیز هست. ساده‌ترین راه فرموله کردن مطلب فوق تفکیک مطلوبیت معلم به دو جزء است: مطلوبیت حاصل از مخارج مستقیم روی نهاده‌های آموزشی و مطلوبیت حاصل از تولید آموزشی بیشتر. تابع مطلوبیت کل معلم به صورت زیر است:

$$T(X) = (1-\delta)U(\gamma' X) + \delta S(X)$$

که در آن $U(.)$ مطلوبیت مستقیم حاصل از نهاده‌ها، $\gamma$ وزن نهاده‌ها و $\delta$ پارامتر نوع‌دوستی است. در این رویکرد مسئله تخصیص بهینه هزینه‌ها به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \max \quad & [(1-\alpha)+\alpha\delta]f(X) + \alpha(1-\delta)U(\gamma' X) \\ s.t. \quad & P'X = B \end{aligned}$$

در حالی که این مدل فرم تعمیم یافته مدل قبلی است، اما پیش‌بینیهای متفاوتی دربارهٔ تخصیص مخارج دارد. در این مدل، تولید نهایی هر واحد پولی خرج شده روی نهاده‌ها برابر نخواهد بود[۱]. درک شهودی این مطلب بدین صورت است: با توجه به اینکه انتخاب‌کننده نهاده‌های آموزشی مستقیماً به مطلوبیت معلمان علاقه‌مند است، این کار به صرف هزینه بیشتر روی نهاده‌های مورد نظر معلمان منجر خواهد شد و با توجه به نزولی بودن تولید نهایی، این استفاده بیشتر به تولید نهایی کمتر هر واحد پولی اضافی صرف شده برای آن نهاده منجر خواهد شد. به‌عکس، نهاده‌هایی که مستقیماً در تابع مطلوبیت معلمان وارد نمی‌شوند، به ازای هر واحد پولی اضافی خرج شده تولید نهایی بالاتری خواهند داشت، زیرا مقدار استفاده از آنها نسبت به مدل بهینه‌سازی اول کمتر خواهد بود. در این مدل، تولید نهایی هر دلار از نهاده‌ها که مستقیماً برای معلمان با ارزش است (برای مثال، حقوق معلمان) کوچک‌تر از تولید نهایی هر دلار از نهاده‌هایی خواهد بود که به طور غیرمستقیم برای معلمان با ارزش هستند (برای مثال امکانات فیزیکی بهتر، کلاسهای بزرگ، دانش-آموزان کمتر در هر کلاس، تجهیزات آموزشی پیشرفته‌تر و ...). در نتیجه، هر واحد پولی صرف شده روی نهاده‌های مختلف آموزشی می‌تواند تولید نهایی متفاوتی را درپی داشته باشد.

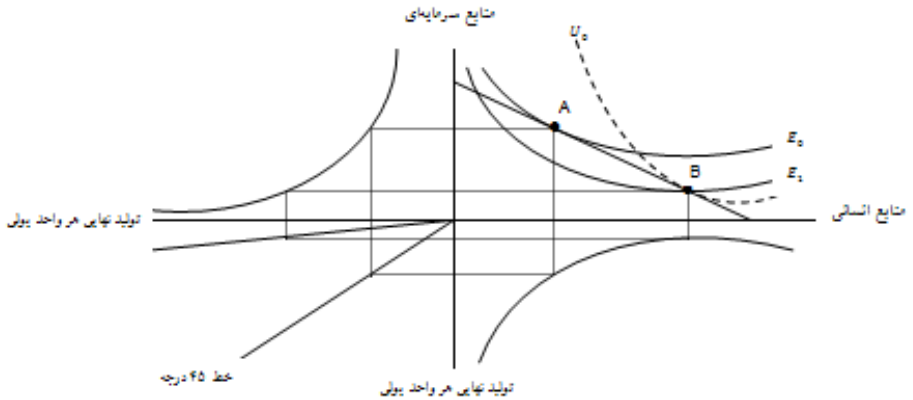
به طور کلی، هزینه‌های آموزشی دولت شامل مخارجی است که بدون آن ارائهٔ خدمات آموزشی ممکن و میسر نیست. این هزینه‌ها به دو بخش تقسیم می‌شوند: بخش اول، هزینه منابع سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) است که شامل خرید یا اجاره زمین، ساختمان، ماشین‌آلات، تأسیسات و

۱. برای مطالعه بیشتر در زمینه دلیل برابر نشدن تولید نهایی نهاده‌ها در این مدل و بررسی شرایط مرتبه اول جهت رسیدن به این نتیجه به پریچت و فیلمر (۱۹۹۷) مراجعه کنید.

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

تجهیزات آموزشی است. بخش دوم، هزینه‌های منابع انسانی (هزینه‌های جاری) است که هزینه استخدام معلمان، دبیران، استادان حق التدریس، افراد مورد نیاز برای نگهبانی، نظافت و.. را در بر می‌گیرد (عماد زاده، ۱۳۸۴). با تعمیم مدل پریچت و فیلمر (۱۹۹۹) به صورت کلی‌تر و تقسیم نهاده‌ها به دو گروه منابع سرمایه‌ای و منابع انسانی مسئله بهینه‌سازی تولید آموزشی در نمودار شماره ۱ نشان داده شده است. در ربع اول نمودار، خط واصل نقاط A و B بیانگر محدودیت بودجه است که شیب آن عبارت است از نسبت هزینه‌های سرمایه‌ای به هزینه‌های جاری. منحنی $E_0$ منحنی تولید یکسان آموزش را به ازای ترکیبات مختلف منابع سرمایه‌ای و منابع انسانی نشان می‌دهد. طبق مدل اول، نقطه B نقطه بهینه تولید آموزش است که در آن تولید نهایی آخرین واحد پولی صرف شده روی منابع سرمایه‌ای و انسانی با هم برابر است. با افزودن تابع مطلوبیت معلم به اهداف انتخابگر، شیب تابع هدف جدید، $U_0$، از شیب منحنی تولید یکسان قبلی بیشتر خواهد شد که بیانگر این است که در تعادل جدید به ازای یک بودجه معین هزینه‌های منابع انسانی بیشتر از هزینه‌های جاری خواهد شد. سطح بالای مخارج روی منابع انسانی تولید نهایی هر واحد پولی صرف شده روی منابع انسانی را کاهش و تولید نهایی هر واحد پولی صرف شده روی منابع سرمایه‌ای را افزایش می‌دهد. لذا با افزودن تابع مطلوبیت معلم بر تابع هدف، ترکیب بهینه هزینه-های آموزشی تغییر می‌یابد و سهم هزینه‌های سرمایه‌ای از بودجه آموزشی نسبتاً کاهش و سهم هزینه‌های جاری نسبتاً افزایش می‌یابد، بنابراین تولید نهایی آخرین واحد پولی صرف شده روی منابع سرمایه‌ای بیشتر از تولید نهایی هر واحد پولی صرف شده روی منابع سرمایه‌ای می‌شود. این مطلب با کاهش شیب خط ۴۵ درجه در ربع سوم نمودار شماره ۱ نشان داده می‌شود. درنتیجه، مخارج جاری و عمرانی آموزش و پرورش می‌توانند تأثیری متفاوت بر تولید نهایی آموزش و کیفیت آموزش و در نتیجه رشد اقتصادی یا ارزش افزوده صنعت[۱] داشته باشند.

۱. با توجه به اینکه ارزش افزوده بخش صنعت جزئی از تولید ناخالص داخلی یا ملی است.




**نمودار شماره ۱. مدلهای بهینه‌سازی تولید آموزش**

منبع: پریچت و فیلمر (۱۹۹۹)

در زمینه تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی تاکنون مطالعات تجربی بسیاری انجام شده است، ولی در زمینه تأثیری که سرمایه انسانی بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد، مطالعه چندانی وجود ندارد. اما، با توجه به اینکه رشد ارزش افزوده صنعت به منزلهٔ مهم‌ترین جزء رشد اقتصادی محسوب می‌شود، بیان کردن این مطالعات می‌تواند راهنمایی مؤثر در این زمینه باشد که در ادامه به طور مختصر به چند مورد اشاره خواهیم کرد.

زراء نژاد و انصاری (۱۳۷۸) در مقاله خود به بررسی رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه‌های آموزش عالی در ایران پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که طی سالهای ۱۳۸۳_۱۳۵۳ هیچ یک از متغیرهای نام برده علیت گرنجری دیگری نیست. نیلی و نفیسی (۱۳۸۲) در مقاله‌ای چگونگی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را با در نظر گرفتن توزیع آموزش- به معنی میزان پراکندگی سالهای تحصیل در میان شاغلان- برای ایران بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که با افزایش پراکندگی سالهای تحصیل شاغلان، رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند. لذا تمرکز بر ارتقای سطح تحصیلی شاغلان در سطوح ابتدایی و راهنمایی به جای آموزش عالی، منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. پور فرج (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی پرداخته است. وی با به‌کارگیری مدل حسابداری رشد، نسبت هزینه های آموزش و پژوهش به تولید را در کنار سایر متغیرهای مؤثر بر رشد، با الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] بررسی کرده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که مخارج جاری دولت (به غیر

1. Autoregressive Distributed Lag

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

از مخارج آموزشی و پژوهشی) بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد، اما مخارج عمرانی بر رشد اثر مثبت دارد؛ همچنین هزینه‌های آموزشی و پژوهشی و هزینه‌های آموزش عمومی و فنی و حرفه‌ای دولت بر رشد اثر مثبت دارند. عمادزاده و بکتاش (۱۳۸۴) در مقاله‌ای به بررسی اثر آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت با تأکید بر آموزش عالی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که آموزش بر تولید و رشد صنعتی مؤثر است، همچنین تولیدات صنعتی در ایران سرمایه‌بری کمتری دارند و بیشتر کاربر هستند. سلیمی‌فر و همکارانش (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان نقش سرمایه انسانی در تولید صنایع استان خراسان شمالی به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای متناسب با سرمایه انسانی تأثیری مثبت و معنادار بر ارزش ستانده صنایع استان مذکور دارند. شاهنوشی و همکارانش (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای تأثیر بودجه‌های آموزش فنی و حرفه‌ای را بر بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت خراسان بزرگ بررسی نموده‌اند که نتایج حاکی از تأثیر مثبت بودجه‌های آموزش فنی و حرفه‌ای بر بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت است.

از جمله مطالعاتی که در خارج از کشور در این زمینه انجام شده است می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

تمپل[1] (۱۹۹۹) در مقاله‌اش به باز بینی نظریه پریچت و فیلمر (۱۹۹۷) می‌پردازد. این نظریه ادعا می‌کند که افزایش در شاخصهای آموزشی تأثیر کمی در توسعه اقتصادی دارد. تمپل دلیل این تأثیرات کم را نوع محیطهای آموزشی، کیفیت پایین آموزش و تقاضای کم نیروی کار می‌داند. ویلسون و بریسکو[2] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای تحت عنوان "یک تجدید نظر در تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی" به نکات زیر اشاره می‌کنند: ۱. افزایش سطوح مختلف آموزشی در جامعه سبب افزایش بهره‌وری کل نیروی کار می‌شود؛ ۲. آموزش علاوه بر عواید شخصی سبب به‌وجود آمدن عواید عمومی برای کل جامعه می‌شود؛ ۳. رابطه میان سرمایه انسانی با رشد اقتصادی رابطه ای مثبت و معنادار است. شیندو[3] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با بهره گیری از داده‌های شش دوره زمانی به بررسی تأثیر یارانه اعطایی دولت به بخش آموزش و پرورش (هزینه‌های آموزش و پرورش) و رشد اقتصادی در مناطق گوناگون کشور چین پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که در مناطقی که به آنها یارانه بیشتری تعلق می‌گیرد نسبت به مناطقی که هزینه‌های آموزش و پرورش بر عهده افراد است، رشد اقتصادی مداوم و بیشتر است. بارو و سالایی-مارتین[4] (۱۹۹۵) تأثیر مخارج آموزشی

1. Tample
2. Wilson & Briscoe
3. Shindo
4. Baroo & Sala-i-Martin

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

دولت بر رشد اقتصادی را برررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که این مخارج بر رشد اقتصادی تأثیر بسیار زیاد دارند. چاندرا[1] (۲۰۱۱) با به کارگیری روش علیت گرنجری خطی و غیر خطی و داده-های دوره ۲۰۰۹ـ۱۹۵۶ کشور هند به بررسی رابطه میان مخارج آموزشی دولت و رشد اقتصادی پرداخته است. یافته‌ها حاکی از آن هستند که رشد اقتصادی بدون در نظر گرفتن دوره‌های وقفه زمانی علیت گرنجری هزینه‌های آموزشی است، اما سرمایه‌گذاری در آموزش بعد از چند دوره تأخیر زمانی علیت گرنجری رشد اقتصادی است. بابالولا[2] (۲۰۱۱) با آزمون همجمعی جوهانسن به بررسی ارتباط میان آموزش و رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که رابطهٔ خطی بلندمدتی میان این دو متغیر وجود دارد. ریاسات و همکارانش[3] (۲۰۱۱) اثر مخارج آموزشی را بر رشد اقتصادی در پاکستان بررسی نموده و به این نتیجه رسیده‌اند که مخارج آموزشی در بلندمدت تأثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی داشته است.

## ۲. تصریح مدل و روش تحقیق

با در نظر گرفتن پژوهشهایی که در زمینه درج متغیر سرمایه انسانی در توابع تولید انجام شده، الگوی پیشنهادی ما براساس تابع کاب داگلاس است که به سبب مناسب بودن فرم تابعی آن و روان بودن روابط درونی متغیرهای آن بهترین تابع از نظر مطابقت و سازگاری با شرایط اقتصادی تشخیص داده شده است. از سویی هم، به دلیل همگن بودن، می‌توان با استفاده از قضیه اولر برای توزیع تولید میان عوامل تولید از این تابع به سادگی استفاده کرد و به وسیلهٔ فرم تعمیم یافتهٔ آن، عامل هزینه‌ها را به دو بخش هزینه‌های عمرانی و جاری تقسیم کرد و هر یک را به تفکیک بررسی کرد. در چارچوب این تابع و با به کارگیری الگوی ارائه شده از سوی ریمو (۱۹۹۵) سهم مخارج جاری و عمرانی آموزش و پرورش در ارزش افزوده صنعت برآورد می‌شود.

مدل به کار رفته در این پژوهش با پیروی از ریمو (۱۹۹۵) و ریاسات و همکارانش (۲۰۱۱) بـه صورت زیر است:

$$Y_t = AK_t^{\alpha} L_t^{\beta} H_t^{\gamma} \qquad (1)$$

که در آن، $Y_t$ بیانگر تولید ناخالص داخلی واقعی؛ $K_t$ سرمایه فیزیکی؛ $L_t$ اشتغال؛ $H_t$ سرمایه انسانی و $A$ پارامتر فناوری است. $\alpha$، $\beta$ و $\gamma$ پارامترهای مدل جهت برآورد هستند.

سرمایه انسانی می‌تواند به صورت حاصل ضرب سطح متوسط آموزش هر کارگر ($E_t$) و تعداد

1. Chandra
2. Babalola
3. Riasat et al.

کل کارگران ($L_t$) باشد. به عبارت دیگر،

$$H_t = E_t . L_t \qquad (2)$$

فرض بر این است که سطح متوسط آموزش و مخارج متوسط آموزشی هر کارگر رابطه ای مستقیم دارند. با جایگذاری معادله (۲) در (۱) خواهیم داشت:

$$Y_t = AK_t^{\alpha} L_t^{\delta} E_t^{\gamma} \qquad (3)$$

که در آن $\delta = \beta + \gamma$.

با تفکیک مخارج کل آموزشی به مخارج جاری ($CE$) و عمرانی ($DE$) آمـوزش و پـرورش و مخارج آموزش عالی ($HE$) مدل نهایی تحقیق به صورت معادله (۴) به دست می‌آید:

$$Y_t = AK_t^{\alpha} L_t^{\delta} CE_t^{\gamma_1} DE_t^{\gamma_2} HE_t^{\gamma_3} e^{u_t} \qquad (4)$$

با لگاریتم‌گیری از معادله فوق خواهیم داشت:

$$LY_t = LA + \alpha LK_t + \delta LL_t + \gamma_1 LCE_t + \gamma_2 LDE_t + \gamma_3 LHE_t + u_t \qquad (5)$$

که در آن:

$LY_t$، لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت

$LA$ ، لگاریتم دانش فنی

$LK_t$، لگاریتم موجودی سرمایه واقعی بخش صنعت

$LL_t$، لگاریتم عدهٔ شاغلان کارگاههای صنعتی

$LCE_t$، لگاریتم هزینه‌های جاری آموزش و پرورش به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

$LDE_t$ ، لگاریتم هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

$LHE_t$، لگاریتم مخارج آموزش عالی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳

$u_t$، جزء اخلال.

دوره زمانی مورد مطالعه شامل سالهای ۱۳۸۸-۱۳۵۸ است. داده‌های ارزش افزوده واقعی بخش صنعت و موجودی سرمایه از بانک اطلاعات سریهای زمانی اقتصادی بانک مرکزی گرفته شده است. داده‌های هزینه‌های آموزشی از قانون بودجه سالهای مختلف گردآوری شده است[۱]. در نهایت داده‌های مربوط به عدهٔ شاغلان کارگاههای صنعتی از مرکز آمار ایران (طرح آمارگیری از کارگاههای صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر) به دست آمده است. برای برآورد مدل و انجام

۱. در این مقاله به دلیل در دسترس نبودن داده‌های مربوط به هزینه‌های آموزشی از اعتبارات مصوب به عنوان جایگزین هزینه‌های آموزشی استفاده شده است. با توجه به اینکه بودجه آموزش و پرورش در دو دهه اخیر همواره با کسری اعتبارات مصوب در ابتدای سال مواجه بوده و حتی در سالهایی این کسری از ۳۰ درصد بودجه مصوب بیشتر بوده است، لذا باید در تفسیر نتایج احتیاط لازم رعایت شود.

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

آزمونهای مختلف نیز از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit استفاده شده است.

چارچوب اقتصادسنجی در نظر گرفته شده برای این مطالعه به تبعیت از پسران و همکارانش (۱۹۹۶، ۲۰۰۱) به شرح زیر است:

$$\phi(L,p)y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (6)$$

که در آن

$$\phi(L,p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_p L^p \qquad (۷)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} - \beta_{i1}L - ... - \beta_{iq_i}L^{q_i}, \qquad i = 1,2,3,...,k \qquad (۸)$$

در معادلات بالا $L$ اپراتور وقفه بوده و $w_t$ بردار $s\times 1$ از متغیرهای از پیش تعیین شده مانند عرض از مبدا، متغیرهای مجازی فصلی و روندهای زمانی بوده است و می‌تواند متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت نیز باشد. $x_{it}$ نیز می‌تواند سایر متغیرهای برونزا با وقفه‌های مختلف باشد. ضرایب بلندمدت جهت بررسی واکنش $y_t$ در برابر یک واحد تغییر در $x_{it}$ بر اساس رابطه زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,\hat{q}_i)}{\hat{\phi}(1,\hat{p})} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + ... + \hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - ... - \hat{\phi}_{\hat{p}}} \qquad (۹)$$

که در آن $\hat{p}$ و $\hat{q}_i$ مقادیر برآورد شده برای $p$ و $q_i$ هستند. همچنین ضرایب بلندمدت متغیرهای از پیش تعیین شده و/یا برونزای با وقفه ثابت برابر است با:

$$\hat{\psi}_i = \frac{\hat{\delta}(\hat{p},\hat{q}_1,...,\hat{q}_k)}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - ... - \hat{\phi}_{\hat{p}}} \qquad (۱۰)$$

که در آن $\hat{\delta}$ بیانگر برآوردهای $\delta$ در معادله (۶) است.

در ادامه بایستی بررسی کرد که رابطه بلندمدت فوق کاذب نیست. برای انجام دادن آزمون هم-انباشتگی یا رابطه بلندمدت باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. اگر قدرمطلق $t$ به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). وجود هم‌انباشتگی مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا به شکل زیر را فراهم می‌کند:

$$\Delta y_t = -\phi(1,\hat{p})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1}\phi_j^*\Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1}\beta_{ij}^*\Delta x_{i,t-j} + u_t \qquad (۱۱)$$

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

که در آن:

$$ECT_{t-1} = y_t - \sum_{i=1}^{k} \hat{\theta}_i x_{it} - \psi' W_t$$

$\beta_{ij}^*$ و $\phi_j^*$ پویاییهای کوتاه‌مدت مدل را در مسیر همگرایی به بلندمدت نشان می‌دهند و $-\phi(1, \hat{p})$ سرعت تعدیل است.

البته پیش از تخمین ضرایب بلندمدت باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل انتخاب شود. با توجه به سالانه بودن داده‌ها و همچنین حجم کم داده‌های مورد استفاده از معیار $SBC$ با حداکثر یک وقفه برای انتخاب مدل بهینه استفاده شده است (پسران و اسمیت، ۱۹۹۸).

## ۳. نتایج و بحث

### نتایج آزمونهای ریشه واحد

به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمونهای ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون استفاده شده است. نتایج این آزمونها حاکی از این است که متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت، لگاریتم شاغلان بخش صنعت و هزینه‌های جاری آموزش و پرورش و هزینه‌های آموزش عالی در سطح ۱ درصد دارای ریشه واحد و $I(۱)$ است. متغیر لگاریتم هزینه‌های عمرانی در سطح ۱ درصد براساس آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته ایستا یا $I(۰)$ است، اما متغیر لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی غیر ایستا و در سطح ۵ درصد $I(۲)$ نیز است (جدول شماره ۱). با توجه به اینکه وجود ریشه واحد و غیرایستایی در متغیرها (به ویژه متغیر لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی) می‌تواند ناشی از عدم توجه به شکست عمده ساختاری در روند آنها باشد، لذا به منظور بررسی هر چه دقیق‌تر ویژگی این متغیرها و نیز تعیین نقاط شکست احتمالی از آزمونهای ریشه واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری درونزای زیوت و اندریوز (ZA, 1997) و لامزین و پاپل (LP, 1997) استفاده شده است. بر اساس نتایج آزمونهای زیوت و اندریوز و لامزین و پاپل آماره $t$ محاسبه شده به ترتیب برابر با ۳/۷۸- و ۴/۷۱- است و نشان دهنده این است که متغیر مذکور در سطح ۵ درصد ایستا است. لذا مشکل $I(۲)$ بودن لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی وجود شکست ساختاری بوده و با لحاظ شکست ساختاری جمعی از درجه صفر است. بنابراین، در مجموع متغیرها $I(۰)$ یا $I(۱)$ است و می‌توان از رهیافت ARDL برای برآورد مدل استفاده کرد.

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

**جدول شماره ۱. آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون**

| | $LVA_t$ | $\Delta LVA_t$ | $LK_t$ | $\Delta LK_t$ | $LL_t$ | $\Delta LL_t$ | $LCE_t$ | $\Delta LCE_t$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\tau_\mu(ADF)$ | ۰/۱۵ | -۵/۰۹* | -۰/۲۲ | -۱/۵۰ | -۰/۸۴ | -۷/۷۰* | -۰/۴۲ | -۵/۷۷* |
| $\tau_T(ADF)$ | -۲/۹۹ | -۳/۹۰** | -۲/۰۶ | -۲/۴۷ | -۴/۲۲** | -۷/۵۷* | -۱/۹۸ | -۶/۶۰* |
| $\tau(ADF)$ | ۴/۸۷ | -۳/۰۴* | ۱/۰۸ | -۱/۱۲ | ۳/۰۲ | -۶/۲۲* | ۰/۷۰ | -۵/۸۲* |
| $\tau_\mu(PP)$ | ۰/۵۵ | -۴/۴۳* | ۱/۲۵ | -۱/۳۸ | -۱/۳۹ | -۹/۹۱* | -۰/۳۳ | -۵/۷۶* |
| $\tau_T(PP)$ | -۲/۱۷ | -۵/۳۹* | -۱/۲۰ | -۲/۴۹ | -۴/۱۹** | -۹/۶۷* | -۱/۷۹ | -۶/۶۰* |
| $\tau(PP)$ | ۷/۹۹ | -۲/۹۴* | ۱/۵۹ | -۱/۰۶ | ۴/۳۳ | -۶/۱۶* | ۰/۷۴ | -۵/۸۰* |
| | $LDE_t$ | $\Delta LDE_t$ | $LHE_t$ | $\Delta LHE_t$ | | | | |
| $\tau_\mu(ADF)$ | -۳/۶۳** | -۳/۴۱** | -۱/۷۸ | -۵/۲۰* | | | | |
| $\tau_T(ADF)$ | -۶/۴۴* | -۴/۰۰** | -۰/۹۳ | -۴/۰۶** | | | | |
| $\tau(ADF)$ | ۱/۸۷ | -۳/۴۶** | ۱/۰۵ | -۴/۸۶* | | | | |
| $\tau_\mu(PP)$ | -۱/۸۷ | -۳/۳۸** | -۱/۸۳ | -۵/۹۶* | | | | |
| $\tau_T(PP)$ | -۲/۲۲ | -۳/۵۰*** | -۱/۸۷ | -۱۰/۲۵** | | | | |
| $\tau(PP)$ | -۰/۳۳ | -۳/۴۳* | ۱/۷۵ | -۴/۸۵۸* | | | | |

$\tau_\mu$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، $\tau_T$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و $\tau$ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. $\Delta$ تفاضل مرتبه اول است. *، ** و *** به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

## نتایج برآورد مدل

با توجه به اینکه داده‌های این تحقیق سالانه است، لذا به همین دلیل و همچنین به دلیل کوتاه بودن دوره زمانی مورد نظر حداکثر وقفه ۱ در نظر گرفته شده است. همچنین با توجه به کوتاه بودن دوره زمانی مخارج آموزش عالی نیز به صورت برونزا وارد شده است. طبق نتایج آزمونهای شکست ساختاری متغیر du نیز به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده است که می‌تواند نمایانگر اجرای سیاستهای تعدیل اقتصادی باشد. مقدار این متغیر برای سالهای قبل از ۱۳۷۲ برابر با صفر و برای سالهای ۱۳۷۲ به بعد برابر با ۱ در نظر گرفته شده است. متغیر مجازی جنگ به دلیل عدم معناداری ضریب آن در برآورد مدل نهایی لحاظ نشده است. براساس معیار شوارز بیزین مدل پویای ARDL(1,0,0,0,1) انتخاب شده است که نتایج حاصل از برآورد مدل پویا در جدول شماره ۲ آورده شده است.

**جدول شماره ۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای ARDL(1,0,0,0,1)**

| متغیر | | ضریب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| LVA(-1) | وقفه اول لگاریتم ارزش افزوده صنعت | ۰/۵۹* | ۰/۰۸۹ | ۶/۶۳ | ۰/۰۰۰ |
| LK | لگاریتم موجودی سرمایه صنعت | ۰/۳۱* | ۰/۰۸۸ | ۳/۴۹ | ۰/۰۰۲ |
| LL | لگاریتم شاغلان صنعت | -۰/۰۰۸ | ۰/۱۵ | -۰/۰۵ | ۰/۹۶۰ |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| LCE | لگاریتم هزینه‌های جاری آموزش و پرورش | -۰/۱۷ | ۰/۰۹۴ | -۱/۸۲ | ۰/۰۸۳ |
| LDE | لگاریتم هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش | ۰/۲۱* | ۰/۰۴۰ | ۵/۰۳ | ۰/۰۰۰ |
| LDE(-1) | وقفه اول لگاریتم هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش | -۰/۱۳۴* | ۰/۰۴۱ | -۳/۲۴ | ۰/۰۰۴ |
| LHE | لگاریتم مخارج آموزش عالی | ۰/۱۱* | ۰/۰۳۲ | ۳/۴۱ | ۰/۰۰۳ |
| DU | متغیر مجازی برای بیان سیاست‌های تعدیل | ۰/۱۲۷** | ۰/۰۴۹ | ۲/۵۸ | ۰/۰۱۸ |
| C | عرض از مبدأ | ۱/۱۱ | ۱/۵۹ | ۰/۷۰ | ۰/۴۹۳ |
| | | | F=۴۹۰/۳۱ | DW=۱/۸۷ | $R^2$=۰/۹۹ |

* معنادار در سطح ۱ درصد ** معنادار در سطح ۵ درصد منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که مشاهده می‌شود وقفه اول ارزش افزوده بخش صنعت و متغیرهای موجودی سرمایه، مخارج عمرانی آموزش و پرورش و مخارج آموزش عالی بر ارزش افزوده صنعت تأثیری مثبت و معنادار دارند که مطابق با انتظار تئوریک نیز هست. مخارج عمرانی آموزش و پرورش با یک وقفه بر ارزش افزوده صنعت تأثیری منفی و معنادار دارد. برای انجام دادن آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت آماره محاسباتی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\frac{۰/۵۹۰۶۷ - ۱}{۰/۰۸۹۰۳۹} = -۴/۶۰$$

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره محاسباتی از مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۴/۰۵-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه صفر رد می شود و وجود رابطه بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. به دلیل تأیید وجود رابطه بلندمدت، برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

**جدول شماره ۳. نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت**

| | متغیر | ضریب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| LK | لگاریتم موجودی سرمایه صنعت | ۰/۷۵* | ۰/۱۷۱ | ۴/۴۲ | ۰/۰۰۰ |
| LL | لگاریتم شاغلان صنعت | -۰/۰۱۸ | ۰/۳۶ | -۰/۰۵ | ۰/۹۶۰ |
| LCE | لگاریتم هزینه‌های جاری آموزش و پرورش | -۰/۴۲ | ۰/۲۳ | -۱/۷۷ | ۰/۰۹۱ |
| LDE | لگاریتم هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش | ۰/۱۷** | ۰/۰۶۵ | ۲/۵۸ | ۰/۰۱۷ |
| LHE | لگاریتم مخارج آموزش عالی | ۰/۲۷* | ۰/۰۶۲ | ۴/۰۶ | ۰/۰۰۰ |
| DU | متغیر مجازی برای بیان سیاستهای تعدیل | ۰/۳۱** | ۰/۱۴ | ۲/۲۹ | ۰/۰۳۲ |
| C | عرض از مبدأ | ۲/۷۱ | ۴/۰۶ | ۰/۶۷ | ۰/۵۱۱ |

* معنادار در سطح ۱ درصد ** معنادار در سطح ۵ درصد منبع: یافته‌های تحقیق

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

براساس نتایج جدول شماره ۳ به جز متغیر اشتغال در بلندمدت علامت ضریب تمام متغیرها مطابق انتظار تئوریک است. با وجود اینکه نیروی کار یکی از نهاده‌های اصلی تولید محسوب می‌شود دارای ضریب منفی است اما از لحاظ آماری معنادار نیست. علت منفی بودن ضریب این متغیر می‌تواند به دلیل وجود نیروی کار اضافی و پایین بودن بهره‌وری نیروی کار باشد. ضریب موجودی سرمایه ۰/۷۵ به دست آمده است که در سطح ۱ درصد نیز معنادار است. ضریب مخارج جاری آموزش و پرورش منفی بوده است، اما از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار نیست. ضریب متغیرهای مخارج عمرانی آموزش و پرورش و مخارج آموزش عالی به ترتیب ۰/۱۷ و ۰/۲۷ است که به ترتیب در سطوح ۵ درصد و ۱ درصد از لحاظ آماری نیز معنادار و بیانگر این است که آموزش عالی در مقایسه با آموزش و پرورش تأثیر بیشتری بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد. همچنین تأثیر متغیر مجازی سیاستهای تعدیل اقتصادی مثبت و از لحاظ آماری نیز معنادار است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود بیشترین تأثیر را در ارزش افزوده ایجاد شده در بخش صنعت، ضریب موجودی سرمایه بخش صنعت با مقدار ۰/۷۵ می گذارد، یعنی به ازای یک درصد افزایش در موجودی سرمایه بخش صنعت در ایران، ارزش افزوده این بخش ۰/۷۵ درصد افزایش خواهد یافت. کشش ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش ۰/۱۷ و حاکی از این است که ۱ درصد افزایش هزینه‌های عمرانی ارزش افزوده بخش صنعت را ۰/۱۷ درصد افزایش خواهد داد. با توجه به این نتایج بایستی افزایش هزینه‌های سرمایه‌ای (عمرانی) آموزش و پرورش نظیر گسترش فضاهای آموزشی، نوسازی و ساختمانهای مجهزتر، تجهیز مدارس به آزمایشگاهها و تجهیزات آموزشی پیشرفته، گسترش امکانات کارگاهی و گسترش کتابخانه‌ها در اولویت قرار گیرند. عدم تأثیر مثبت و معنادار هزینه‌های جاری بر ارزش افزوده بخش صنعت بیانگر این است که کیفیت فعلی آموزش و پرورش در بخش کارکنان مطلوب نیست و نیازمند سامان دهی و کیفی سازی نیروی انسانی است. همچنین با بررسی داده‌های مربوط به هزینه‌های جاری و عمرانی آموزش و پرورش درمی‌یابیم که طی دوره مورد بررسی هزینه‌های جاری آموزش و پرورش سالیانه به طور متوسط ۱۰/۷۵ برابر هزینه‌های عمرانی بوده است. در نتیجه با توجه به مدل تابع تولید آموزش بیان شده در بخش نظری تولید نهایی آخرین واحد پولی خرج شده روی منابع سرمایه‌ای بیشتر از تولید نهایی آخرین واحد پولی خرج شده روی منابع انسانی است. در نتیجه انتظار بر این است اثر هزینه‌های عمرانی بر ارزش‌افزوده صنعت بیشتر از اثر هزینه‌های جاری باشد و این نتیجه‌گیری با تئـوری نیز سازگار است. همچنین افزایش هزینه‌های عمرانی در نهایت

به افزایش تولید نهایی منابع انسانی خواهد انجامید که آن هم می‌تواند در افزایش ارزش افزوده صنعت نقش مؤثری ایفا کند.

سنجش نوسانات کوتاه مدت متغیرها و مرتبط ساختن آنها با مقادیر تعادلی بلند مدت با الگوی تصحیح خطا صورت می‌گیرد. برای مقایسه رفتار کوتاه‌مدت متغیرها با مقادیر بلندمدت الگوی تصحیح خطا نیز برآورد شد که نتایج آن در جدول شماره ۴ نشان داده شده است.

**جدول شماره ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا**

| متغیر | | ضریب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| dLK | تفاضل مرتبه اول لگاریتم موجودی سرمایه صنعت | ۰/۳۱* | ۰/۰۸۸ | ۳/۴۹ | ۰/۰۰۲ |
| dLL | تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاغلان صنعت | -۰/۰۰۸ | ۰/۱۴۸ | -۰/۰۵۱ | ۰/۹۶۰ |
| dLCE | تفاضل مرتبه اول لگاریتم هزینه‌های جاری آموزش و پرورش | -۰/۱۷ | ۰/۰۹۴ | -۱/۸۲ | ۰/۰۸۳ |
| dLDE | تفاضل مرتبه اول لگاریتم هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش | ۰/۲۱* | ۰/۰۴۰ | ۵/۰۳ | ۰/۰۰۰ |
| dLHE | تفاضل مرتبه اول لگاریتم مخارج آموزش عالی | ۰/۱۱* | ۰/۰۳۲ | ۳/۴۱ | ۰/۰۰۳ |
| dDU | تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی برای بیان سیاستهای تعدیل | ۰/۱۲۷** | ۰/۰۴۹ | ۲/۵۸ | ۰/۰۱۸ |
| dC | تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ | ۱/۱۱ | ۱/۵۹ | ۰/۷۰ | ۰/۴۹۲ |
| ECT (-1) | جزء تصحیح خطا | -۰/۴۱* | ۰/۸۹ | -۴/۶۰ | ۰/۰۰۰ |

* معنادار در سطح ۱ درصد ** معنادار در سطح ۵ درصد منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که همهٔ ضرایب به استثنای شاغلان بخش صنعت و مخارج جاری آموزش و پرورش در سطح بحرانی ۵ درصد معنادار هستند. عدم تأثیر معنادار نیروی کار شاغل در صنعت بر ارزش افزوده این بخش در کوتاه‌مدت بیانگر وجود نیروی کار مازاد در این بخش است. ضرایب متغیرها در مدل تصحیح خطا کشش جزئی ارزش افزوده صنعت نسبت به متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت است. علامت ضریب متغیرها و معناداری آنها همانند مدل بلندمدت است و ارزش افزوده بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به متغیرهای توضیحی به صورت مشابه عکس‌العمل نشان می‌دهد و مغایرتی میان رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت مشاهده نمی‌شود. براساس نتایج جدول مذکور، ۱ درصد افزایش در موجودی سرمایه بخش صنعت، هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش و مخارج آموزش عالی در کوتاه‌مدت به ترتیب به ۰/۳۱ ، ۰/۲۰ و ۰/۱۱ درصد افزایش در ارزش افزوده صنعت منجر خواهد شد. در کوتاه‌مدت نیز

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

همانند مدل بلندمدت، موجودی سرمایه بخش صنعت بیشترین تأثیر را بر ارزش افزوده صنعت می‌گذارد، اما به خلاف الگوی بلندمدت تأثیر هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش بر ارزش افزوده صنعت در کوتاه‌مدت بیشتر از تأثیر مخارج آموزش عالی است. ضریب $ECT_{t-1}$ برابر ۰/۴۱- برآورد شده است که از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است و علامت آن مطابق انتظار تئوریک است. ضریب $ECT_{t-1}$ نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۴۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت ارزش افزوده بخش صنعت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود که بیانگر سرعت تعدیل نسبتاً پایینی است.

## نتایج آزمونهای تشخیصی

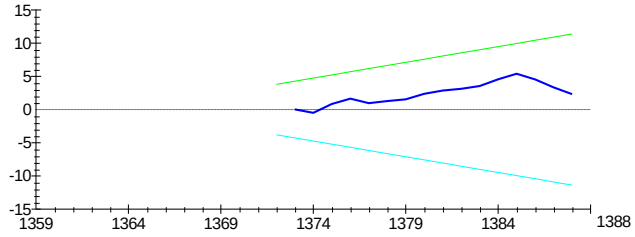
در جدول شماره ۵ آزمونهای تشخیصی مدل $\mathbf{ARDL(1,0,0,0,1)}$ آورده شده است. در سمت راست با توجه به احتمال مربوط به ضریب F و احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ که به اندازه کافی بزرگ است و به ترتیب (۰/۷۳) و (۰/ ۱۱) هستند، فرض همسانی واریانس در میان اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، ناهمسانی واریانس در میان اجزای اخلال وجود ندارد. همچنین در سمت چپ با توجه به احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ و احتمال مربوط به ضریب F که به ترتیب (۰/۱۵) و (۰/ ۹۹) و در سطح ۱ درصد معنادار هستند، فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین در میان اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

**جدول شماره ۵. آزمونهای تشخیصی مدل $\mathbf{ARDL(1,0,0,0,1)}$**

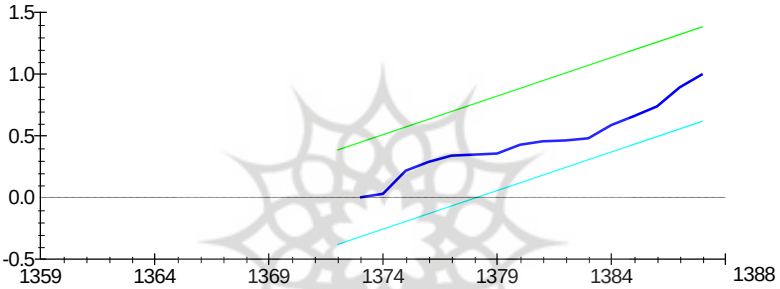
| آزمون ناهمسانی واریانس | | | آزمون خودهمبستگی سریالی | | |
|---|---|---|---|---|---|
| احتمال | آماره | | احتمال | آماره | |
| (۰/۷۹) | ۰/۷۳ | F(1,20) | (۰/۷۶) | ۰/۹۹ | F(1,20) |
| (۰/۷۴) | ۰/۱۱ | CHSQ(1) | (۰/ ۷۰) | ۰/۱۵ | CHSQ(1) |

در نمودارهای ۲ و ۳ آزمونهای CUSUM و CUSUMQ برای بررسی ثبات ضرایب در مدل $\mathbf{ARDL(1,0,0,0,1)}$ آورده شده است. با توجه به اینکه منحنی ترسیم شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوطه به مقادیر بحرانی نیست، در سطح ۵٪ می‌توان عدم وجود شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل را پذیرفت.

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017




نمودار شماره ۲. ترسیم CUSUM برای بررسی ثبات ضرایب در مدل $\mathbf{ARDL(1,0,0,0,1)}$




نمودار شماره ۳. ترسیم CUSUMQ برای بررسی ثبات ضرایب مدل $\mathbf{ARDL(1,0,0,0,1)}$

## ۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این تحقیق به بررسی تأثیر هزینه‌های جاری و عمرانی آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۸ – ۱۳۵۸ ایران پرداخته است. نتایج حاصله وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند. در بلندمدت به جز متغیر اشتغال علامت ضریب تمام متغیرها مطابق انتظار تئوریک است. مخارج عمرانی آموزش و پرورش در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری مثبت و معنادار بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد، در حالی که تأثیر مخارج جاری آموزش و پرورش در سطح ۵ درصد معنادار نیست. این نتایج حاکی از اهمیت مخارج عمرانی آموزش و پرورش در ایجاد ارزش افزوده بخش صنعت است. همچنین، در بلندمدت، مخارج آموزش عالی در مقایسه با مخارج عمرانی آموزش و پرورش تأثیر بیشتری بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد. تأثیر متغیر مجازی سیاستهای تعدیل اقتصادی نیز مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت در مقایسه با سایر متغیرها بر ارزش افزوده صنعت تأثیر مثبت بیشتری دارد و مخارج آموزش عالی و هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش به ترتیب در رتبه‌های بعدی قرار دارند. علامت ضریب متغیرها و معناداری آنها همانند مدل بلندمدت است و ارزش افزوده بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به متغیرهای توضیحی به صورت مشابه عکس‌العمل

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

نشان می‌دهد. نتایج مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۴۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت ارزش افزوده بخش صنعت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود که بیانگر سرعت تعدیل نسبتاً پایینی است. به طور کلی، مخارج عمرانی آموزش و پرورش در مقایسه با مخارج جاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت نقشی مؤثرتر در رشد ارزش افزوده بخش صنعت دارد.

یافته‌های این تحقیق از جنبه تأثیر مثبت موجودی سرمایه فیزیکی، هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش و هزینه‌های آموزش عالی با نتایج مطالعات پورفرج (۱۳۸۴) مبنی بر تأثیر مثبت هزینه‌های آموزشی و پژوهشی و هزینه‌های آموزش عمومی و فنی و حرفه‌ای دولت بر رشد اقتصادی، عمادزاده و بکتاش (۱۳۸۴) مبنی بر تأثیر مثبت آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت، سلیمی‌فر و همکارانش (۱۳۸۸) مبنی بر تأثیر مثبت متغیرهای متناسب با سرمایه انسانی بر ارزش ستانده صنایع استان خراسان شمالی، شاهنوشی و همکارانش (۱۳۸۹) مبنی بر تأثیر مثبت بودجه آموزش فنی و حرفه‌ای بر بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت خراسان بزرگ و ریاسات و همکارانش (۲۰۱۱) مبنی بر تأثیر مثبت مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی در پاکستان همسوست.

با توجه به نتایج مطالعه می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه کرد:

۱. با توجه به تأثیر مثبت سرمایه فیزیکی بر ارزش افزوده بخش صنعت، حمایتهای اعتباری لازم از افزایش موجودی سرمایه خالص صنایع از طریق خرید تجهیزات و ماشین‌آلات پیشرفته و جبران استهلاک سرمایه‌های موجود در اولویت قرار گیرد.

۲. با توجه به تأثیر مثبت مخارج آموزش عالی بر ارزش افزوده بخش صنعت، اختصاص منابع بیشتر به آموزش عالی کشور امری کارآمد است و در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به رشد صنعت کشور خواهد شد.

۳. با توجه به تأثیر مثبت هزینه‌های عمرانی آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت، سیاست‌گذاران اقتصادی بایستی در تخصیص بودجه آموزش و پرورش در راستای رشد صنعت به این امر توجه کنند و در افزایش بودجه آموزش و پرورش بودجه عمرانی یا سرمایه‌ای را در اولویت قرار دهند. افزایش بودجه عمرانی نقش بودجه جاری در افزایش ارزش افزوده صنعت را نیز تقویت خواهد کرد.

۴. با وجود عدم تأثیر معنادار هزینه‌های جاری آموزش و پرورش بر ارزش افزوده بخش صنعت، نباید از افزایش این بخش از بودجه آموزش و پرورش نیز غافل بود، زیرا این بخش از بودجه صرف تولید خدمات آموزشی می‌شود که می‌تواند علاوه بر بهبود تواناییهای نیروی کار در

سایر بخشهای اقتصادی، از بعد فرهنگی واجتماعی نیز تأثیر بسیار داشته باشد و سبب تغییر نگرشهای فرهنگی واجتماعی و در نتیجه هموارتر شدن راه رشد و توسعه اقتصادی شود.

**۵.** عدم تأثیر مثبت هزینه‌های جاری بر ارزش افزوده بخش صنعت منعکس کننده تولید نهایی پایین منابع انسانی و بیانگر این است که کیفیت فعلی آموزش و پرورش در بخش کارکنان مطلوب و متناسب با نیازهای صنعت کشور نیست و نیازمند سامان‌دهی و کیفی‌سازی نیروی انسانی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017

## منابع


پورفرج، علیرضا. (۱۳۸۴). مخارج دولت برای سرمایه انسانی و نقش آن در رشد اقتصادی ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۹، ۵۷-۸۶.

تاری، فتح الله و ارضروم چیلر، نسرین. (۱۳۸۱). بررسی نقش و تأثیر هزینه های آموزش رسمی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال های (۱۳۴۲-۱۳۷۷). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۱، ۹۵-۱۱۴.

تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). *اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit*، چاپ اول. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

زراء نژاد، منصور و انصاری، الهه. (۱۳۸۷). بررسی رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش عالی در ایران. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، سال دوازدهم، شماره ۳۷، ۵۳-۷۱.

سلیمی‌فر، مصطفی؛ شعبانی، محمدعلی و ذبیحی، اعظم. (۱۳۸۸). نقش سرمایه انسانی در تولید صنایع استان خراسان شمالی (با تأکید بر صنایع بزرگ). *مجله دانش و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ۲۶، ۶۳-۸۵.

شاهنوشی، ناصر؛ مظهری، محمد؛ خاکسار آستانه، حمیده و رحمانی، فاطمه. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر بودجه‌های آموزش فنی و حرفه‌ای بر بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت خراسان بزرگ. *مجله دانش و توسعه*، سال هیجدهم، شماره ۳۳، ۱-۲۱.

عماد زاده، مصطفی. (۱۳۸۴). *مباحثی از اقتصاد آموزش و پرورش* (چاپ چهارم). اصفهان: انتشارات جهاد دانشگاهی.

عمادزاده، مصطفی و بکتاش، فروزان. (۱۳۸۴). اثر آموزش بر ارزش افزوده بخش صنعت. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۶، ۳۷-۵۰.

نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب. (۱۳۸۲). رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار، مورد ایران، سالهای۱۳۴۵_۱۳۷۹. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۷، ۱-۳۱.

Babalola, S. J. (2011). Long-run relationship between education and economic growth: Evidence from Nigeria. *International Journal of Humanities and Social Science*, *1*(14), 123-128.

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth* (2nd ed.). Boston: MIT Press.

Chandra, A. (2011). Nexus between government expenditure on education and economic growth: Empirical evidences from India. *Romanian Journal for Multidimensional Education*, *3*(6), 73-85.

Coates, D. (1998). *Education production functions using instructional time as an input.* Paper presented at Meetings of the Public Choice Society, New Orleans, Louisiana, March 13-15.

Lumsdaine, R.L., & Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, *79*(2), 212–218.

Murphy, G., & Traistaru – Siedschlag, L. (2007). *The effects of human capital on output growth in ICT industries: Evidence from OECD countries*. The Economic and Social Research Institute (ESRI), Dublin, Working Paper No. 184.

Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, *71*(1-2), 117 – 143.

Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. *Journal of Economic Surveys*, *12*(2), 471–505.

Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289 – 326.

Podrecca, E., & Carmeci, G. (2002). *Does education cause economic growth?* Working Papers Dises No. 96b, University of Trieste, Italy.

Pritchett, L., & Filmer, D. (1997). *What education production functions really show: A positive theory of education expenditures.* Mimeo, The World Bank, Washington, D.C.

Pritchett, L., & Filmer, D. (1999). What education production functions really show: A positive theory of education expenditures. *Economics of Education Review*, *18*(2), 223-239.

Raymo, J. (1995). Are investments in high education productive: Evidence from Japanese time series data. Osaka City *University Economic Review*, *39*(1), 53-64.

Riasat, S., Muhammad Atif, R., & Zaman, K. (2011). Measuring the impact of educational expenditures on economic growth: Evidence from Pakistan. *Educational Research, 2*(13), 1839-1846.

Shindo, Y. (2010). The effect of education subsidies on regional economic growth and disparities in China. *Economic Modeling, 27*(5), 1061−1068.

Tample, J. (1999). A positive effect of human capital on growth. *Economics Letters, 65*(1), 131–134.

The World Bank (1995). *Priorities and strategies in education: A World Bank review*. Washington, DC: Author.

Wilson, R. A., & Briscoe, G. (2004). *The impact of human capital on economic growth: A review.* Third Report on Vocational Training Research in Europe: Background report. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, (Cedefop Reference series, 54).

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics, 10*(3), 251-270.

پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from qjoe.ir at 14:55 IRST on Sunday February 12th 2017