

برآورد تابع تولید معادن کشور

// : // :

دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری^۱

چکیده

تاکنون مطالعات متعددی در تخمین توابع تولید در بخشهای مختلف کشاورزی و صنعت در داخل و خارج کشور صورت گرفته است. اغلب این مطالعات بر توابع متعارف تولید شامل کاب- داگلاس، ترنسلوگ و تابع تولید با کشش ثابت جانشینی (CES) تکیه داشته‌اند و بخش معدن در این مطالعات کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

هدف این مقاله، برآورد تابع تولید در بخش معدن کشور در سطح استان های مختلف در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۵ است. برای این کار توابع تولید مختلفی تصریح شد که تابع تولید کاب- داگلاس، نتایج مطابق انتظار نظریه های اقتصادی را به دست داده است و مطابق برآورد تابع با روش حداقل مربعات ادغام شده (PLS) و حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)، معادن کشور از ساختاری کاربر برخوردار هستند و ضریب تابع تولید (مجموع کششهای عوامل تولید) بزرگتر از یک درآمده است که حاکی از وجود بازدهی فزاینده به مقیاس در بخش تولیدات معدنی است.

بنابراین افزایش تعداد شاغلین در خطوط تولید و پشتیبانی و همچنین ارتقای سطح و میزان سرمایه گذاری های اکتشافی و توسعه ای معادن کشور می تواند نقش موثری در میزان تولید مواد معدنی که مورد نیاز بخش ساختمان، صنعت، خودرو سازی، پزشکی، حمل و نقل و سایر بخشها است، ایفا کند.

کلید واژه: معدن، سرمایه گذاری، اشتغال، حداقل مربعات ادغام شده، حداقل مربعات تعمیم یافته، اثرات ثابت و تصادفی.

JEL: D24,J24,L11,Q32,R15

مقدمه

امروزه زندگی بشر با استفاده از انواع کالاها و خدمات، از گسترش نسبی رفاه برخوردار شده و مشکلات و سختی های حیات در دوره های گذشته نیز کاهش یافته است. کالاهای معدنی نیز در زمره محصولات هستند که به موازات مصرف سایر کالاها از رشد مصرف برخوردار شده اند. بارزترین محصولات معدنی را می توان در مصالح ساختمانی از جمله انواع سنگ، سیمان، کاشی، گچ، آهک و مانند آنها مشاهده کرد. اما گستره محصولات معدنی در واقع تابعی از وجود انواع سنگهای معدنی و کانی های فلزی و غیر فلزی در سطوح جغرافیایی متفاوت است. پتانسیل های معدنی در هر منطقه تابع سازندهای زمین شناسی و دورانهایی تکمیل چرخه عناصر در طبیعت می باشد.

کشور ما از نظر تنوع و تعدد فلزات و سنگهای معدنی از وضعیت خوبی برخوردار است و از زغال سنگ به عنوان یک سوخت فسیلی گرفته تا آهن، قلع، روی، طلا، مس و... حتی اورانیوم به عنوان یک منشأ سوختی بسیار مهم و حیاتی در کشور ما یافت می شود. به این اقلام معدنی باید انواع سنگ آهن، سرب، سولفات ها، باریت، خاک سرخ، فلورین، استرونیسیم، بر، زرنیخ، سیلیس، پوکه های معدنی، فلدسپات، میکا، سنگ آهک، فیروزه، یاقوت و در سطح پایین تر معادن شن و ماسه را افزود. سابق بر این، به دلیل اهمیت بخش معدن و فلزات در کشور، وزارت مستقل معادن و فلزات متصدی این بخش بوده اما در نتیجه سیاست های کوچک سازی دولت، این بخش با ادغام در بخش صنایع تحت پوشش وزارت صنایع و معادن درآمد.

در بیان اهمیت بخش معدن در کشور، کافی است اشاره کنیم که بر اساس آخرین ارقام ذکر شده در سالنامه آماری کشور در سال ۱۳۸۲، ارزش افزوده کل معادن کشور در سال ۱۳۸۱، معادل ۵۰۶۰/۴۲۵ میلیارد ریال بوده که حدود نیم درصد از تولید ناخالص داخلی کشور را در این سال به خود اختصاص داده است. سهم ارزش افزوده بخش معدن از ۱۴/۳۹ درصد کل ارزش افزوده بخشها در سال ۱۳۷۵ به ۱۷/۲ در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است. تعداد کل معادن هم از ۲۷۰۴ معدن در سال ۱۳۷۵ به ۲۹۵۵ معدن در حال بهره برداری رسیده است. همچنین تعداد کل شاغلان تولیدی و غیر تولیدی از ۵۳۰۴۶ نفر در سال ۱۳۷۵ در معادن در حال بهره برداری کشور به رقم متناظر ۵۵۱۱۲ نفر در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است. رشد تعداد شاغلین در این بخش (۰/۶ درصد)، رکورد قوی را به ثبت رسانده است و این امر از ماهیت قوانین کار و چسبندگی دستمزدها در بخش معدن کشور نشأت می گیرد.

از سوی دیگر کل میزان سرمایه گذاری های انجام شده در معادن در حال بهره برداری کشور در سال ۱۳۷۵، معادل ۲۹۴/۹۶ میلیارد ریال بوده است که در سال ۱۳۸۲ با رشد ۱۳/۴ درصدی به رقم ۷۱۱/۲۲ میلیارد ریال افزایش یافته است. مقدار کل تولیدات معدنی از ۶۶۹۶۱ هزار تن در سال ۱۳۷۵، با رشدی معادل ۶/۷ درصد به طور متوسط در سال به

۹۸۸۲۸ هزارتن در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است. همچنین در سال ۱۳۸۲، ارزش کل واردات محصولات معدنی ۱۲۲۴۰ میلیارد ریال (برای حدود ۶/۷ میلیون تن) و ارزش صادرات این محصولات ۷۶۴۳ میلیارد ریال (برای حدود ۸/۸ میلیون تن) بوده است. به این ترتیب از کل ارزش واردات و صادرات (غیر نفتی) کشور، تقریباً ۵/۸ و ۱۶/۱ درصد به محصولات معدنی اختصاص داشته است.

این مقاله، پس از مقدمه فوق، در بخش اول، پیشینه موضوع را پی می‌گیرد. در بخش دوم که روش پژوهش است، به معرفی داده‌ها و مدل می‌پردازد. در بخش سوم به آزمونهایی خاص مربوط به مدلها پرداخته و در بخش چهارم، نتایج را جمع بندی می‌کند.

۱. پیشینه موضوع

در داخل و خارج کشور مطالعات مختلفی در مورد توابع تولید در بخشهای عمدتاً صنعتی به طور مستقیم و یا مطالعه بهره‌وری که به طور غیر مستقیم از تخمین این توابع ناشی می‌شود، صورت گرفته که به طور مختصر به برخی از آنها اشاره می‌شود:

مولایی (۱۳۸۴) برای مطالعه و محاسبه بهره‌وری کل و نهایی صنایع مختلف در فاصله سالهای ۸۰-۱۳۶۶ در ۹ گروه صنعتی از تابع تولید کاب- داگلاس استفاده نموده و میانگین نسبت ارزش افزوده به عامل تولید کار و سرمایه را بهره‌وری متوسط تلقی کرده است. وی معتقد است بهره‌وری کلی، متوسط و نهایی در کل صنایع کوچک کمتر از کل صنایع بزرگ است اما برخی گروه‌های صنعتی کوچک نسبت به صنایع بزرگ دارای بهره‌وری بیشتری هستند.

لطفعلی پور (۱۳۶۹)، در بررسی توابع تولید در بخش معدن در اقتصاد ایران، با تخمین حدود ۴۱ نوع مختلف تابع تولید، متغیرهای موثر بر تولیدات معدنی را عامل نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری با تأخیر زمانی دانسته و تولید ناخالص معادن کشور را به عنوان متغیر وابسته مد نظر قرار داده است. علیرغم تصریح توابع مختلف، توضیح دهندگی مدلها در بهترین وضعیت به ۹۰ درصد مطابق معیار ضریب تعیین (R^2) می‌رسد.

خاکسار (۱۳۸۰)، در اندازه‌گیری تجزیه و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور با کمک توابع تولید کاب- داگلاس و با کشش ثابت جانشینی نتیجه گرفته که صنایع فلزات اساسی در کل کشور در وضعیت بهتری نسبت به کل صنایع کشور قرار دارد و همچنین صنایع فلزات اساسی استان مرکزی در رده دوم و شرکت آلومینیوم ایران (ایرالکو)، در رده اول واقع است. همچنین، جانشینی بین عوامل تولید (کار و سرمایه)، در حد بسیار پایینی بوده، چون سهم سرمایه بیشتر از عامل کار است و برای توسعه کارخانجات آلومینیوم، منابع سرمایه بیشتری لازم می‌باشد.

طاهری (۱۳۸۲)، با سنجش بهره‌وری کار از طریق بهره‌وری متوسط تعمیم یافته نیروی کار، در سطح فعالیت‌های صنعتی منتخب (۹ گانه)، ارتباط مزدها و بهره‌وری نیروی

کار را در سطح فعالیت های صنعت طی دوره ۷۹-۱۳۷۳ بررسی کرده و نتیجه گرفته که در دوره مذکور، ارتباط مستقیم بین مزدها و بهره وری وجود داشته و حتی این ارتباط در فعالیتهای مختلف صنعت، یکسان بوده است.

فرهنگ (۱۳۷۴)، عوامل موثر بر بهره وری را شامل ساختمان ها، ماشین آلات، تجهیزات مکفی و مناسب که به شدت استفاده شده، تعویض گردیده یا نو نگهداشته شده، نیروی کار ماهر و آموزش دیده، تدارکات مناسب و مستمر مواد اولیه، خدمات مناسب مثل برق و حمل و نقل و...، مهارت های مدیریتی و دانش فنی، بازارهای مناسب جاذب محصولات، اطمینان و اعتماد به آینده و روابط شایسته بین کارگر و کارفرما بر شمرده است.

خزاعی (۱۳۶۶)، بهره وری کار را به صورت نسبت ارزش افزوده به شاغلان طی دوره ۶۲-۱۳۶۰ برای صنایع عمومی و خصوصی محاسبه کرده و نتیجه گرفته که بهره وری کار در بخش عمومی بیش از بهره وری در بخش خصوصی است. وی دلایل این واقعیت را مقیاس تولید بزرگتر و ماشین آلات و فناوری بهتر، وجود مهارت های گوناگون و سطح دانش و تخصص در این بخش می داند. به طور عمومی مزدها در بخش عمومی بالاتر از بخش خصوصی بوده و البته دوره مطالعه ایشان، دوره جنگ و کنترل شدید دولت بر اغلب فعالیت های اقتصادی بوده است.

زراء نژاد ولرکی بختیاری نژاد (۱۳۸۳)، در بررسی اهمیت ساخت و تولید لوله برای انتقال گاز، نفت و فرآورده های نفتی در صنعت نفت، به تخمین تابع تولید لوله سازی در اهواز به کمک تصریح توابع مختلف تولید در دوره زمانی ۸۱-۱۳۵۸ پرداخته اند و با آزمون پایایی متغیرها و استفاده از روش انگل- گرنجر و یوهانسون، الگوی تصحیح خطا را برآورد کرده اند. طبق نتایج مطالعه ایشان، بهترین برازش از نوع کاب- داگلاس و کشش نیروی کار ۰/۵۸ و کشش سرمایه ۰/۵۳ بوده است. آزمون والد هم نشان داده که بازده نسبت به مقیاس در کارخانه لوله سازی اهواز فزاینده و برابر ۱/۱۱ بوده است.

عسگری و همکاران (۱۳۸۲)، در تحقیقی تحت عنوان " بهره وری صنایع روستایی در ایران " به تخمین توابع مختلف تولید از جمله کاب- داگلاس، CES و ترنسلوگ پرداخته و نتیجه گرفته اند که تابع تولید CES بهترین فرم تابع تولید صنایع روستایی بوده و می تواند رفتار تولیدات گروه های مختلف صنایع روستایی را با استفاده از دو نهاد کار و سرمایه تبیین کند. نتایج تخمین نشان می دهد که متوسط کشش سرمایه در صنایع روستایی برابر ۰/۷۹ و برای نیروی کار ۰/۲ بوده و تقریباً بازدهی به مقیاس واحد برآورد شده است.

شبنم^۱ (۱۹۸۸)، بهره وری و مزد را در صنایع تولیدی ۱۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی در فاصله ۱۹۸۴-۱۹۷۵، بررسی کرده که حاکی از ارتباط مثبت بین مزدها و بهره وری واقعی در ۹ کشور بوده است. همچنین در ۷ کشور دیگر، مزدها و بهره وری به موازات هم کاهش داشته اند.

گیل¹ (۱۹۹۸)، تفاوت‌های مزد شهری و روستایی را به تفاوت بهره وری میان صنایع شهری و روستایی ارتباط داده به طوری که با نزدیکی کارخانجات به اماکن روستایی، بهره‌وری و مزد در روستاها کاهش یافته است.

کونینگام² (۲۰۰۱)، در بررسی روند بهره وری و مزد در آمریکا، نتیجه گرفته که افزایش بهره وری در دهه های ۱۹۹۰ نسبت به سالهای ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، قابل توجه بوده که دلایل آن را سازماندهی بهتر کار، سرمایه گذاری برای گسترش و مدرنیزه کردن فضای کار، آموزش نیروی کار به ویژه مخارج تحقیق و توسعه و نقش اتحادیه های کارگری دانسته است. یونس و همکاران³ (۱۹۸۶)، اثر زغال سنگ به عنوان یک نهاد را در تابع تولید معادن در حوزه رودخانه پاور⁴ بررسی کرده اند. آنها توابع تولید کاب-داگلاس و با کشش ثابت جانشینی (CES) را با استفاده از داده های نهاد های کار، سرمایه و انرژی مربوط به عملیات ۲۰ معدن تخمین زده اند. نتایج بازدهی ثابت به مقیاس را نشان می دهد اما اثری از تخلیه (تهی شدن) معدن بر هزینه های استخراج در بین معادن در مراحل مختلف اکتشاف دیده نشده است. در بررسی آنها تصریح کاب-داگلاس نتایج بهتری داشته و استخراج زغال سنگ، سرمایه بر بوده است.

۲. داده ها و مدل

متغیرهای اصلی موثر بر سطح تولید در معادن کشور، نیروی انسانی و نیز سرمایه در قالب تجهیزات، ماشین آلات، ابزار و وسایل اکتشاف و توسعه، وسایل نقلیه، ساختمان و زمین و راه اختصاصی است. داده های آماری در این مقاله شامل آمار اشتغال، تولید و سرمایه گذاری برای معادن واقع در ۲۸ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۵ بوده، لذا ساختار داده ها از نوع Pooled Data (ادغام داده های مقطعی و سری زمانی) بوده و تعریف دقیق تر متغیرهای مورد بررسی به صورت زیر است:

نیروی انسانی شاغل در بخش معدن در کشور (L) بر حسب نفر کارکن، مقدار تولید معادن مختلف (Q) به هزار تن، موجودی سرمایه (K)، بر حسب میلیون ریال که به روش نمایی و به شرح زیر از روی مقادیر سرمایه گذاری سالانه در فرآیندهای مختلف اکتشاف و تولید حاصل شده است:

از آنجایی که سرمایه گذاری، به صورت تغییرات ایجاد شده در ارزش اموال سرمایه ای⁵ (مجموع ارزش خرید یا تحصیل و هزینه تعمیرات اساسی اموال سرمایه ای منهای ارزش فروش یا انتقال اموال سرمایه ای) تعریف می شود، داریم:

1. Gale
2. Cunningham
3. Jones et al
4. Powder

۱. تمامی زیربنایها، ماشین آلات، وسایل، ابزارها و تجهیزاتی که برای انجام فعالیت های تولیدی یا ایجاد خدمت به کار گرفته می شوند و عمر مفید اقتصادی آنها معمولاً بیش از یک سال است.

$$I = \frac{dK}{dt} \quad (1)$$

با انتگرال گیری به فرم زیر به موجودی سرمایه می توان رسید:

$$dK = Idt \rightarrow K = \int dK = \int Idt \quad (2)$$

در رابطه (۲) برای انتگرال گیری، باید یک فرم تبعی برای I_t در نظر گرفت. در اینجا فرض می شود که عامل انتگرال از روی رابطه دیگری به شکل زیر قابل برآورد است: چنانچه داشته باشیم:

$$\ln I_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (3)$$

که t متغیر روند است، با تخمین رگرسیون فوق (رابطه ۳) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) رابطه (۴) از طریق آنتی لگاریتم گرفتن به دست می آید.

$$I_t = I(\cdot) e^{\beta t} \quad (4)$$

$$I(0) = \exp \alpha \quad \text{که}$$

رابطه (۴) را در رابطه شماره (۲) قرار می دهیم تا موجودی سرمایه به دست آید.

$$K(t) = \frac{I(\cdot)}{\beta} e^{\beta t} + C \quad (5)$$

لذا با لحاظ شرایط اولیه، خواهیم داشت:

$$K(\cdot) = \frac{I(\cdot)}{\beta} \quad (6)$$

که $I(0)$ همان آنتی لگاریتم عرض از مبدا رگرسیون در رابطه (۳) است.

سپس رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$K_t = K_0 + \sum_{i=1}^t (I - D)_i \quad (7)$$

رابطه اخیر که به فرمول کلاین (۱۹۶۲) معروف است، موجودی خالص سرمایه را در هر سال به دست می دهد. در این رابطه، K_t ارزش خالص موجودی سرمایه در زمان t ، K_0 ارزش موجودی خالص سرمایه در سال مبدا، I_t ارزش سرمایه گذاری ناخالص در زمان t و D_t میزان استهلاک سرمایه های ثابت در زمان t است.

در مورد محاسبه استهلاک در زمینه معادن، اورعی (۱۳۷۷) در کتاب "اقتصاد معدن" خود معتقد است که ساختمان ها با روش خط مستقیم و عمر مفید ۳۰ سال، ماشین آلات صنعتی با روش نزولی و نرخ استهلاک ۳۵ درصد، وسایط نقلیه سبک با روش خط مستقیم و عمر مفید ۶ سال، اموال و ابزار کار با روش نزولی و نرخ استهلاک ۱۵ درصد و لوازم اداری و اثاثیه و منصوبات با روش خط مستقیم و عمر مفید ۱۵ سال منظور می شوند. از سوی دیگر وی نرخ استهلاک برای معادن زغال سنگ استخراج شده را ۵ درصد و برای معادن غیر قابل بهره برداری ۱/۵ درصد در نظر گرفته است.

همچنین توکلی، آذربایجانی و شهریار پور (۱۳۷۹)، در بررسی بهره وری عوامل تولید در گروه های صنایع (اعم از صنایع و معادن) ایران، با نظر خواهی از کارشناسان وزارت

صنایع و معادن و سازمان مدیریت و برنامه ریزی، نرخ استهلاک را در تولید و استخراج کانی ها و غیر فلزات معادل ۶/۵ درصد و در مورد فلزات اساسی ۵/۶ درصد برآورد کرده اند. با توجه به این محاسبات در این مقاله، نرخ متوسط استهلاک در معادن کشور متوسط دو رقم اخیر و حدود ۶ درصد در نظر گرفته شده است.

برای تخمین تابع تولید^۱ معادن کشور، سه نوع مختلف تابع تولید کاب- داگلاس، تابع تولید متعالی^۲ و تابع تولید ترنسلوگ^۳ به صورتهای لگاریتمی زیر تصریح شد:

$$LnQ = \alpha + \beta LnL + \theta LnK \quad (۸) \text{ فرم لگاریتمی تابع تولید کاب- داگلاس}^4$$

$$LnQ = \alpha + \beta_1 L + \beta_2 LnL + \theta_1 K + \theta_2 LnK \quad (۹) \text{ فرم لگاریتمی تابع تولید متعالی}$$

$$LnQ = \alpha + \beta_1 LnL + \beta_2 (LnL)^2 + \theta_1 LnK + \theta_2 (LnK)^2 + \delta (LnL)(LnK) \quad (۱۰) \text{ فرم تابع تولید ترنسلوگ}$$

در تابع تولید و استخراج معادن، علاوه بر ویژگی خود معادن (سطحی و روباز بودن یا زیر زمینی بودن) عوامل دیگری از جمله سطح فناوری، عمق معادن و کانسارها، پایداری کانسنگها، حفاری افقی و عمودی و روش استخراج (آماده سازی معادن زیر زمینی، روش استخراج انباره ای، روش استخراج کند و آکند، روش استخراج در طبقات فرعی و استخراج به روش تخریب کلی) موثر هستند. اما لحاظ کردن تمام این نکات فنی در قالب تحلیل اقتصاد سنجی به دلیل عدم کفایت داده های آماری مقدور نیست. در توابع تولید تصریح شده، ضرایب عرض از مبدأ، به عنوان ضریب فناوری تلقی شده و علامت مثبت این ضریب حاکی از بهبود و پیشرفت فناوری می باشد. ضمن اینکه، این نکته را هم باید در نظر گرفت که سطح فناوری و عمق معادن استخراج شده رابطه مستقیمی با هم دارند به طوری که ماشین آلات و تجهیزات پیشرفته در اکتشاف و استخراج و بهره برداری منجر به نفوذ در اعماق معادن شده، امکان چنین عملیاتی را در معادن زیر سطحی و سطحی فراهم می سازند. علاوه بر این مبالغ پولی اختصاص یافته به تهیه و اکتساب فناوری در ارقام سرمایه گذاری سالانه نهفته است.

نکته دیگر در خصوص برآورد توابع تولید، غیر مقید بودن آنها بوده است. نگارنده، از ابتدا محدودیت هایی برای ضرایب برآورد شده در نظر نگرفته است و به عنوان مثال در تابع کاب- داگلاس، فرض بازدهی فزاینده به مقیاس تحمیل نشده است. همچنین در ادبیات نظری اقتصادی، تابع تولید مشتقه نداریم بلکه به جای آن تابع تقاضای مشتق شده^۶ داریم به این معنا که برای مثال، تقاضا برای احداث یک واحد مسکونی تابعی از تقاضا برای نهاده هایی همچون آهن، سیمان و بتون، چوب و نهاده های مشابه است یا در مبحث تقاضای آرد، علاوه بر

۱. برای مطالعه بیشتر توابع تولید و هزینه به کتاب اقتصاد سلامت تألیف عاقلی کهنه شهری (۱۳۸۳) در فهرست منابع رجوع شود.

2. Transcendental Production Function

3. Translog Production Function

۴. در واقع شکل اولیه این تابع به صورت $Q = AL^{\beta} K^{\theta}$ بوده که پس از تبدیل لگاریتمی به فرم معادله (۸) نوشته شده است و در آن $\alpha = LnA$ می باشد. گفتنی است در صورتی که A کوچکتر از یک باشد α می تواند منفی باشد.

۵. خوانندگان محترم می توانند برای اطلاعات بیشتری به کتاب "روشهای استخراج زیرزمینی" تألیف سید کاظم اورعی (۱۳۸۳) رجوع نمایند.

6. Derived Demand Function

قیمت آرد، قیمت گندم هم موثر است. براین اساس در اغلب توابع تولید، بحث تقاضای نهایی مدنظر قرار نمی گیرد. از سوی دیگر، تولید با عرضه ماهیتاً متفاوت است و هرآنچه تولید می شود لزوماً معادل عرضه به بازار نیست.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در قالب لگاریتمی در جدول (۱) آمده است. این آمار (در سطح و نه لگاریتم) از نتایج آمارگیری فعالیت های معدنی کشور در سالهای مختلف توسط مرکز آمار ایران اخذ شده اند. تعداد کل مشاهدات با توجه به مقاطع و سری زمانی بایستی ۱۹۶ مشاهده (۷ مشاهده برای ۲۸ استان کشور) باشد اما در مورد استان های قزوین و گلستان، برخی داده ها، مفقود بوده است. در بین معادن ۲۸ استان کشور، در سالهای ۱۳۸۱-۱۳۷۵، میانگین موجودی سرمایه بیش از ۵۸ میلیارد ریال، تعداد نیروی انسانی (تولیدی و خدماتی)، ۱۹۸۵ نفر و میزان تولید انواع مواد معدنی در دوره و مقاطع مورد بررسی، حدود ۳/۳ میلیون تن بوده است. نوسانات اشتغال در بخش معدن بنا بر توصیف گر انحراف معیار کمتر از نوسان دو متغیر دیگر بوده که از قوانین استخدامی و سختی کار در معادن ناشی می شود. اما نوسان در موجودی سرمایه بیشتر از پراکندگی سایر متغیرهاست زیرا این متغیر ماهیت پولی دارد و به اصطلاح سیال^۱ می باشد. تولید در معادن هم به خاطر ویژگی های زمین شناختی، پتانسیل و موجودی کانی های معدنی و مسائل اکتشاف و توسعه نسبت به تغییرات موجودی سرمایه، از نوسانات کمتری برخوردار است.

جدول (۱). آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به صورت سطح و لگاریتم

متغیر	K	LK	L	LL	Q	IQ
متغیر توصیف کننده						
میانگین	۳۷۹۶۳٫۱	۹٫۹۷۱۳۳۹	۱۹۸۵٫۰۶۷	۷٫۰۸۱۱۲	۳۲۹۰٫۱۴۴	۷٫۲۳۹۴۴۱
میانه	۲۰۰۲۳٫۲۷	۹٫۹۰۴۳۹۷	۱۱۹۲٫۵	۷٫۰۸۳۷۹۷	۱۴۴۰٫۰۸۶	۷٫۲۷۲۴۵۲
بیشینه	۱۶۶۸۲۶٫۲	۱۲٫۰۲۴۷۱	۱۳۰۵۱	۹٫۴۷۶۶۲	۹۷۱۱۶٫۲۳	۱۱٫۴۸۳۶۶
کمینه	۱۰۰۹٫۲۷۳	۶٫۹۱۶۹۸۵	۱۲۷	۴٫۸۴۴۱۸۷	۷۲٫۳۶۸۰۹	۴٫۲۸۱۷۶۵
انحراف معیار	۴۰۹۸۱٫۲۶	۱٫۱۱۷۷۲۱	۲۳۲۵٫۵۲۴	۱٫۰۱۹۰۸۱	۸۰۵۰٫۵۷۱	۱٫۲۳۵۹۸۲
تعداد کل مشاهدات	۱۹۴	۱۹۴	۱۹۴	۱۹۴	۱۹۴	۱۹۴
تعداد مقاطع	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸

در بین توابع مختلف مورد بررسی، بهترین برآورد را تابع تولید کاب- داگلاس داشته است. دو نوع تابع تولید دیگر از نظر علائم انتظاری متغیرهای توضیحی و معنی داری آنها شرایط مناسبی نداشتند و از گزارش نتایج برآورد آنها در اینجا خودداری می شود. خلاصه نتایج برآورد در جدول (۲) ارائه شده اما برای مشاهده کامل خروجی نرم افزار Eviews به پیوسته‌های مقاله رجوع شود^۱. مطابق این جدول، از سه روش حداقل مربعات ادغام شده^۲ (PLS)، روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۳ (GLS) با اثرات ثابت^۴ (FE) و روش حداقل مربعات تعمیم یافته با اثرات تصادفی^۵ (RE) استفاده شده است.

در پیوست (۲) و (۳)، کد استانها به صورت زیر می باشد:

آذربایجان شرقی (EAS)، آذربایجان غربی (WES)، اردبیل (ARD)، اصفهان (ESF)، ایلام (ILA)، بوشهر (BUS)، تهران (TEH)، چهار محال و بختیاری (CHA)، خراسان (KHO)، خوزستان (KHU)، زنجان (ZAN)، سمنان (SEM)، سیستان و بلوچستان (SIS)، فارس (FAR)، قزوین (QAZ)، قم (QOM)، کردستان (KOR)، کرمان (KER)، کرمانشاه (KERM)، کهگیلویه و بویر احمد (KOH)، گلستان (GOL)، گیلان (GIL)، لرستان (LOR)، مازندران (MAZ)، مرکزی (MAR)، هرمزگان (HOR)، همدان (HAM) و یزد (YAZ).

۱. البته برای محاسبات تکمیلی از نرم افزار Excel نیز استفاده شده است.

2. Pooled Least Squares
3. Generalized Least Squares
4. Fixed Effects
5. Random Effects

جدول (۲). نتایج تخمین رگرسیونی تابع تولید کاب- داگلاس در معادن کشور به روشهای مختلف

D.W.	F	\bar{R}^2	متغیر مستقل		متغیر وابسته	روش تخمین
			لگاریتم موجودی سرمایه	لگاریتم نیروی کار		
۱/۷۲	۲۳۹۷/۱۳	۰/۹۲	۰/۴۸ (۴/۶۹)	۰/۸۵۲ (۷/۶۶)	لگاریتم تولید	FE+PLS
۱/۹۲ وزنی ۱/۷۱ غیر وزنی	۱۷۴۳۳۷ وزنی	۰/۹۹۸ وزنی ۰/۹۲۴ غیر وزنی	۰/۴۷۱ (۸/۳۶)	۰/۶۹۵ (۹/۶)	لگاریتم تولید	FE+GLS
۱/۴۶ وزنی ۱/۶۵ غیر وزنی	-	۰/۹۲ وزنی ۰/۹۳ غیر وزنی	۰/۳۷۹ (۵/۹۸)	۰/۸۱۲ (۱۱/۶۸)	لگاریتم تولید	RE+GLS

ماخذ: محاسبات تحقیق

مطابق جدول (۲)، علامت متغیرها با انتظارات تئوریک سازگار بوده، ضرایب برآورد شده از نظر آماری در سطح اطمینان بیش از ۹۹ درصد، معنی دار هستند، توان توضیح دهنده مدلها بنا بر آماره های \bar{R}^2 و F بالاست، اما به دلیل ادغام داده ها، پایین بودن آماره در بین- واتسون حاکی از خودهمبستگی پیاپی نیست. مطابق جدول (۲) با توجه به اینکه توابع به صورت لگاریتمی برآورد شده اند، مجموع ضرایب تخمینی مربوط به نیروی کار و سرمایه که در واقع کششهای جزئی تولید نسبت به هر یک از عوامل را نشان می دهند، بیش از یک می باشند؛ برای مثال در مدل اول مجموع دو ضریب ۰/۸۵۲ و ۰/۴۸ مساوی ۱/۳۳۲ در می آید که حاکی از بازدهی به مقیاس فزاینده است. در دو مدل دیگر نیز مجموع کششهای جزئی عوامل تولید (بازدهی به مقیاس) بیش از یک می باشند.

۳. آزمونهای ویژه مدلها

۱) آزمون والد^۱: با توجه به فرم لگاریتمی، ضرایب برآورد شده، در هر سه مدل، کششهای تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه را نشان می دهند و مطابق هر سه مدل مجموع کششهای عوامل تولید (ضریب تابع) بیش از یک می باشد که احتمال وجود بازدهی فزاینده به مقیاس را

1. Wald Test

در مدلها تایید می کند اما برای آزمون بازدهی به مقیاس صعودی از آزمون والد در مورد ضرایب کشش نیروی کار و موجودی سرمایه مطابق رابطه (۸) بهره می گیریم:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\beta} + \hat{\theta} = 1 \\ H_A: \hat{\beta} + \hat{\theta} > 1 \end{cases}$$

آماره والد دارای توزیع χ^2_k که k در مورد دو ضریب معادل یک می باشد. مطابق برآوردهای انجام شده برای مدل اول، χ^2_1 برابر $6/72$ ، برای مدل دوم، برابر $5/32$ و برای مدل سوم، برابر $12/23$ بوده در حالی که χ^2 جدول در سطح معنی داری 5% معادل $3/84$ می باشد بنابراین مطابق این آزمون، بازدهی فزاینده به مقیاس در هر سه مدل مورد تایید قرار می گیرد. نکات تکمیلی به انتخاب مدل مناسب کمک می کند.

(۲) آزمون هاسمن ۱: برای تصمیم گیری در مورد انتخاب بین دوشیوه Random Effects یا Fixed Effects از آزمون هاسمن استفاده می شود. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$\chi^2 = (\hat{b} - \hat{\beta}) \Sigma^{-1} (\hat{b} - \hat{\beta})$$

\hat{b} = ضرایب برآورد شده در مدل با لحاظ اثرات ثابت.
 $\hat{\beta}$ = ضرایب برآورد شده در مدل با لحاظ اثرات تصادفی.
 Σ = ماتریس کوواریانس ضرایب برآورد شده با لحاظ اثرات تصادفی است.

چنانچه χ^2 محاسباتی از فرمول فوق با χ^2_k که k تعداد پارامترهای توضیحی است، مقایسه شود و χ^2 محاسباتی بیش از χ^2 جدول باشد در این صورت بایستی از مدل با اثرات تصادفی استفاده کرد. اما در صورتی که χ^2 محاسباتی کوچکتر از χ^2 جدول باشد در این صورت فرقی بین استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی در مدلها وجود ندارد. با توجه به جداول پیوست و محاسبات انجام شده، χ^2 محاسباتی نزدیک به صفر بوده که در مقایسه با مقدار متناظر از جدول χ^2 ، که در سطح معنی داری 1% برابر $0/2$ و در سطح معنی داری 5% برابر $0/1$ می باشد، از نظر آماری تفاوتی در انتخاب مدل با اثرات تصادفی یا اثرات ثابت مشاهده نمی شود. همچنین مطابق مدل اول، بازدهی به مقیاس در حد $1/332$ ، مطابق مدل دوم، در حد $1/166$ و بر اساس مدل سوم، $1/191$ به دست می آید.

1. Hausman Test

۴. نتیجه گیری

علیرغم پایین بودن سهم بخش معدن (بدون لحاظ نفت و گاز) در ارزش افزوده کل بخشهای اقتصادی، اهمیت آن در تداوم فعالیت های سایر بخشها، بدهی و انکار ناپذیر است. امروزه، تولیدات معدنی کاربردهای گسترده ای در صنایع خودروسازی، هواپیما سازی، صنایع غذایی، ارتباطات، صنعت برق، صنعت دارو سازی، شبکه ریلی، راهسازی، ساخت لوازم خانگی و موارد مشابه در کشور دارند. خوشبختانه کشور ما از نظر پراکندگی معادن مختلف در سطوح فلزی و غیر فلزی از پتانسیل های خوبی در استان های مختلف کشور برخوردار است و بهره برداری اقتصادی از این منابع پایان پذیر با ترکیب بهینه عوامل اصلی تولید یعنی نیروی انسانی، ماشین آلات، تجهیزات و انرژی میسر می باشد.

در این مقاله با مروری مختصر بر آمار کلی معادن کشور و با تخمین تابع تولید با دو نهاده متغیر کار و سرمایه و مطابق جدول (۲) مشخص شد که تولید در معادن کشور دارای بازدهی به مقیاس فزاینده بوده (زیرا مجموع ضرایب کششهای جزئی تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه در هر سه مدل مندرج در جدول فوق بیش از یک می باشد) و نشان می دهد که با افزایش متناسب عوامل تولید (افزایش اشتغال و ارتقای سطح سرمایه گذاری ها)، می توان تولید را با نسبتی بیش از نرخ تغییرات نهاده ها افزایش داد. به عبارت دیگر در صورتی که تعداد شاغلان خط تولید اعم از ماهر و ساده و سایر کارکنان (اعم از اداری، مالی و خدماتی) را در دو بخش معادن تحت مدیریت بخشهای خصوصی و عمومی افزایش دهیم (این امر از این جهت که فارغ التحصیلان دانشگاهی در بخش مهندسی معدن آمادگی جذب در بخشهای اکتشاف و استخراج را دارند، حائز اهمیت می باشد)، از سوی دیگر در ارقام بودجه سنواتی برای فازهای مختلف اکتشاف، استخراج و بهره برداری، سرمایه های متناسب با این بخش را اختصاص دهیم (از طریق تجهیز، تعمیر و نوسازی ماشین آلات معدنی موجود، خرید و اکتساب ابزار و ادوات کار با دوام و وسایل نقلیه مربوطه، اعطای تسهیلات بانکی از طریق بانک صنعت و معدن، احداث راه های اختصاصی معادن، سرمایه گذاری در روشهای نوین اکتشاف رایانه ای و مطالعات GIS)، انتظار می رود با ثبات سایر شرایط بر میزان تولیدات معدنی کشور افزوده شود و روندهای چند ساله اخیر هم تأییدی بر این مدعاست. به طوری که کل تولیدات معدنی در معادن در حال بهره برداری کشور از ۴۸۷۱۰ هزار تن در سال ۱۳۷۰ به ۹۸۸۲۸ هزار تن در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است (با متوسط نرخ رشد ۶/۶ درصد در سال). در همین مدت، تعداد کل شاغلان این گونه معادن از ۵۰۳۲۲ نفر در سال ۱۳۷۰ به ۵۵۱۱۲ نفر در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته (۰/۸ درصد) و کل سرمایه گذاری (به قیمت جاری)

نیز از حدود ۱۰۶ میلیارد ریال در همین مدت به ۷۱۱ میلیارد ریال افزایش یافته است (رشد اسمی ۱۸/۸ درصد).

در عین حال شرایط عمومی حاکم بر بخش معدن هم نشان دهنده کاهش ارزش افزوده در این بخش به قیمت‌های ثابت می باشد به طوری که مطابق آمار رسمی مرکز آمار ایران، ارزش افزوده فعالیت معادن در حال بهره برداری به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۱ از ۴۲۰۲۱ میلیارد ریال به ۳۳۳۹۲ میلیارد ریال کاهش یافته است. بدیهی است ارزش افزوده تابع عوامل متعددی از جمله نحوه دریافت و پرداخت ها در این بخش است. در جهت تکمیل این مطالعه پیشنهاد می شود که توابع تولید به تفکیک محصولات عمده معدنی در استان هایی که به تولید در آنها می پردازند، تخمین زده شود تا شدت کاربری یا سرمایه بری در معادن در سطوح منطقه ای بررسی شده و در جهت سرمایه گذاری اشتغالزا اقدام شود.

۱. اورعی، سید کاظم (۱۳۷۷) اقتصاد معدن؛ تهران، نشر علوم دانشگاهی، چاپ اول.
۲. اورعی، سید کاظم (۱۳۸۳) روشهای استخراج زیر زمینی (معادن فلزی)؛ تهران، انتشارات دانشگاه صنعتی امیر کبیر (پلی تکنیک سابق)، چاپ اول.
۳. توکلی، اکبر، کریم آذربایجانی و علی شهریار پور (۱۳۷۹) اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل بهره‌وری عوامل تولید در گروه‌های صنایع ایران مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۲ و ۵۳، صص ۱۲۶-۸۵.
۴. خاکسار، غلامرضا (۱۳۸۰) اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت آلومینیوم کشور، مجله پژوهشهای اقتصادی مدرس، سال اول، شماره اول، بهار ۱۳۸۰، صص ۱۳۷-۱۰۶.
۵. خزاعی، احمد (۱۳۶۶) اشتغال در صنایع بخشهای عمومی و خصوصی: بهره‌زایی دستمزد و نیروی انسانی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، معاونت امور اقتصادی، دفتر جمعیت و نیروی انسانی.
۶. زراءنژاد، منصور و مهران لرکی بختیاری نژاد (۱۳۸۳) تخمین تابع تولید شرکت لوله‌سازی اهواز؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۹، صص ۱۴۱-۱۱۷.
۷. طاهری، عبدالله (۱۳۸۲) تحلیل مزد و بهره‌وری در صنایع ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۳، صص ۱۴۶-۱۲۵.
۸. عاقلی کهنه شهری، لطفعلی (۱۳۸۳) اقتصاد سلامت: نظریه و کاربرد تابع تولید و هزینه؛ همدان، انتشارات نور علم، چاپ اول.
۹. عسگری، علی، حسین اصغر پور و پرویز محمد زاده (۱۳۸۲) برآورد بهره‌وری صنایع روستایی و بررسی رابطه کارایی عوامل تولید با رشد ارزش افزوده؛ معاونت عمران و صنایع روستایی، وزارت جهاد کشاورزی.
۱۰. لطفعلی پور، محمد رضا (۱۳۶۹) بررسی توابع تولید در بخش معدن اقتصاد ایران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس.
۱۱. مولایی، محمد (۱۳۸۴) بررسی و مقایسه بهره‌وری گروه‌های مختلف صنعتی کوچک و بزرگ ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۲، بهار ۱۳۸۴، صص ۱۵۷-۱۷۶.
۱۲. فرهنگ، منوچهر (۱۳۷۴) فرهنگ علوم اقتصادی؛ تهران، نشر البرز، چاپ هفتم.
۱۳. مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از معادن در حال بهره‌برداری کشور؛ سالهای مختلف.

14. Cunningham, Bill(2001) Productivity Grows but don't Share; AFL- CIO Economic Research Office and Professional Employers, International Union, AFL-CLC.

-
15. Gale, H. & Jr. Frederick(1998) Labor Productivity & Wages in Rural and Urban Manufacturing Plants; The Review of Regional Studies, Vol.28, No.1, PP. 13-26.
 16. Greene, William H.(1997) Econometrics Analysis; New York, Prentice Hall Inc. 3rd Edition.
 17. Jones, Donald W., Edward L. Hillman, Russell Lee and Cheryl B. Foust(1986), Production functions and tract rents in Western U.S. surface coal mining; Resources and Energy Vol. 8, Issue 1 , March 1986, PP. 35-61 .
 18. Klein, Lawrence R.(1962) An Introduction to Econometrics; Prentice Hall Inc, Englewood Cliffs, N.J.?
 19. Sebnem, Akkaya(1985) Productivity & Wage in Manufacturing Industry in OIC Countries: 1975-1984; Journal of Economic Cooperation among Islamic Countries, Vol.8, No.40.

پیوست (۱). تخمین تابع تولید با روش حداقل مربعات ادغام شده (PLS) و لحاظ اثرات ثابت

(FE)

Dependent Variable: LQ?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample: 1375 1381				
Included observations: 7				
Total panel (unbalanced) observations 194				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK?	0.480097	0.102355	4.690485	0
LL?	0.852	0.111238	7.659263	0
Fixed Effects				
EAS--C	-4.19315			
WES--C	-3.30298			
ARD--C	-3.50249			
ESF--C	-4.01835			
ILA--C	-3.02173			
BUS--C	-3.27705			
TEH--C	-3.54252			
CHA--C	-2.97356			
KHO--C	-3.97525			
KHU--C	-3.55498			
ZAN--C	-3.82674			
SEM--C	-4.09042			
SIS--C	-3.39051			
FAR--C	-3.59687			
QOM--C	-3.24794			
KOR--C	-3.69235			
KER--C	-3.61037			
KERM--C	-3.81939			
KOH--C	-3.71755			
GIL--C	-4.08388			
LOR--C	-3.48417			
MAZ--C	-4.13516			
MAR--C	-3.55306			
HOR--C	-3.40737			
HAM--C	-3.57436			
YAZ--C	-3.04087			
QAZ--C	-3.07232			
GOL--C	-3.47092			
R-squared	0.935966	Mean dependent var		7.239441
Adjusted R-squared	0.924643	S.D. dependent var		1.235982
S.E. of regression	0.339293	Sum squared resid		18.87968
F-statistic	2397.126	Durbin-Watson stat		1.718383

پیوست (۲). تخمین تابع تولید با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) با اثرات ثابت (FE)

Dependent Variable: LQ?				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Sample: 1375 1381				
Included observations: 7				
Total panel (unbalanced) observations 194				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK?	0.470699	0.056307	8.359533	0
LL?	0.69577	0.072467	9.601243	0
Fixed Effects				
_EAS—C	-2.97469			
_WES—C	-2.15096			
_ARD—C	-2.58105			
_ESF—C	-2.61063			
_ILA—C	-2.09866			
_BUS—C	-2.2054			
_TEH—C	-2.23704			
_CHA—C	-1.93792			
_KHO—C	-2.58167			
_KHU—C	-2.31537			
_ZAN—C	-2.68522			
_SEM—C	-2.71304			
_SIS--C	-2.36865			
_FAR--C	-2.24829			
_QOM--C	-2.1332			
_KOR--C	-2.54451			
_KER--C	-2.03997			
_KERM--C	-2.79103			
_KOH--C	-2.7528			
_GIL--C	-2.83443			
_LOR--C	-2.20578			
_MAZ--C	-2.70284			
_MAR--C	-2.3324			
_HOR--C	-2.21075			
_HAM--C	-2.43169			
_YAZ--C	-1.65534			
_QAZ--C	-2.01885			
_GOL--C	-2.22936			
Weighted Statistics				
R-squared	0.99906	Mean dependent var	13.28798	
Adjusted R-squared	0.998894	S.D. dependent var	10.02436	
S.E. of regression	0.333378	Sum squared resid	18.22706	
F-statistic	174336.9	Durbin-Watson stat	1.917412	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.935094	Mean dependent var	7.239441	
Adjusted R-squared	0.923616	S.D. dependent var	1.235982	
S.E. of regression	0.341595	Sum squared resid	19.13674	
Durbin-Watson stat	1.715125			

پیوست (۱). تخمین تابع تولید با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) با اثرات تصادفی (RE)

Dependent Variable: LQ?				
Sample: 1375 1381				
Included observations: 7				
Total panel (unbalanced) observations 194				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.29397	0.481827	-4.76098	0
LK?	0.379599	0.063437	5.983873	0
LL?	0.811779	0.069453	11.68822	0
Random Effects				
_EAS—C	-0.40347			
_WES—C	0.183806			
_ARD—C	-0.09892			
_ESF—C	-0.17279			
_ILA—C	0.225707			
_BUS—C	0.180189			
_TEH—C	0.076421			
_CHA—C	0.381735			
_KHO—C	-0.21598			
_KHU—C	0.009075			
_ZAN—C	-0.05833			
_SEM—C	-0.32055			
_SIS—C	0.074358			
_FAR—C	0.120319			
_QOM—C	0.171068			
_KOR—C	-0.12581			
_KER—C	0.194589			
_KERM—C	-0.31826			
_KOH—C	-0.27897			
_GIL—C	-0.39064			
_LOR—C	0.156015			
_MAZ—C	-0.35243			
_MAR—C	0.053242			
_HOR—C	0.121779			
_HAM—C	-0.0765			
_YAZ—C	0.588947			
_QAZ—C	0.325795			
_GOL—C	-0.0045			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.925571	Mean dependent var	7.239441	
Adjusted R-squared	0.924791	S.D. dependent var	1.235982	
S.E. of regression	0.338958	Sum squared resid	21.94446	
Durbin-Watson stat	1.468295			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	0.933734	Mean dependent var	7.239441	
Adjusted R-squared	0.93304	S.D. dependent var	1.235982	
S.E. of regression	0.319831	Sum squared resid	19.53774	
Durbin-Watson stat	1.649164			