

ارائه‌ی الگوی اثرگذاری کسری بودجه در بخش بهداشت و درمان

آسو امین عشایری^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۳/۰۳/۳۱

چکیده

کسری بودجه در بخش‌های مختلف، پیامدهای منفی مختلفی را به دنبال دارد. در بخش بهداشت و درمان، کسری بودجه به تهدید سلامت شهروندان منجر میشود. در این پژوهش که به صورت پانل دیتا و برای داده‌های مربوط به ۱۲ بیمارستان در طول دوره ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۹ انجام شد، مشخص شد که شاخص‌های ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، مبارزه با فساد، اثربخشی دولت، حاکمیت قانون و تامین مالی مناسب مهمترین عوامل موثر بر کسری بودجه در بخش بهداشت و درمان بوده و برای بهبود بودجه بندی و کاهش کسری بوده در بخش بهداشت و درمان، لازم است که علاوه بر مبارزه با فساد، از روش‌های نوین تامین مالی مبتنی بر نظریه‌های جدید علمی استفاده کرد.

واژگان کلیدی

کسری بودجه، بهداشت و درمان، تامین مالی

۱. کارشناس ارشد حسابداری بخش عمومی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

مقدمه

محدودیت‌های بودجه نرم (SBCs) اصلاحات برای افزایش کارایی خدمات بیمارستانی را تضعیف می‌کند، زمانی که مدیریت بیمارستان می‌تواند روی کمک دولت‌های (فرد ملی) در صورت کسری حساب کند (میشل برگر و همکاران^۱، ۲۰۲۰). مراقبت‌های بهداشتی بخشی ضروری از معیشت مردم است. از سلامت و زندگی مردم جدا نیست و همواره مورد توجه کشور و مردم بوده است (سو و همکاران^۲، ۲۰۲۲).

سیاست‌گذاران در چندین کشور در تلاش خود برای حفاظت از پایداری مالی سیستم‌های مراقبت بهداشتی اصلاحاتی را با هدف کارآمدی ارائه خدمات مراقبت‌های بهداشتی در بیمارستان‌های دولتی اجرا کرده‌اند. یک مثال بارز، معرفی پرداخت‌های مبتنی بر گروه‌های مرتبط با تشخیص آینده‌نگر^۳ است (دان (۲۰۱۳)، کیتلسن و همکاران (۲۰۰۷) و همچنین واگستاف و مورنو-سرا، (۲۰۰۹)). با این حال، تا زمانی که بیمارستان‌های دولتی می‌توانند انتظار داشته باشند که در مواقع مشکلات مالی، معمولاً توسط دولت‌های محلی، نجات یابند، اثربخشی این اصلاحات تضعیف می‌شود. در واقع، بیمارستان‌های دولتی اغلب در معرض یک محدودیت بودجه نرم^۴ هستند، به عنوان مثال «قاعدگی رفتاری قبلی»، که بر تصمیم شرکت تأثیر می‌گذارد» (کرنا، ۱۹۷۹، ۱۹۸۶). زمانی که سیاست‌گذاران بخواهند از نادیده گرفتن حوزه انتخابیه خود اجتناب کنند، کمک مالی به بیمارستان‌ها اغلب تنها گزینه قابل قبول سیاسی است.

برکه و همکاران (2015) و شن و اگلستون (۲۰۰۹) از معکوس احتمال بسته شدن بیمارستان به عنوان معیار نرمی بودجه استفاده می‌کنند. با این حال، در بسیاری از موارد، احتمال بسته شدن بیمارستان به سمت صفر همگرا می‌شود، اگر احتمال کمک مالی در عمل تقریباً ۱۰۰٪ باشد. از طرف دیگر، مشکل را می‌توان از طریق تعهد دولت‌های فدرال مبنی بر عدم حمایت از هزینه‌های اضافی در سطح محلی بیان کرد (به بوردیگونون و توراتی^۵ (۲۰۰۹)، مراجعه کنید) با این حال، موضوع اصلی بدون تغییر باقی می‌ماند: چرا مدیریت بیمارستان باید به کارایی اهمیت دهد و صرفاً به عنوان یک بوروکرات پیشینه‌کننده بودجه عمل نکند، همانطور که در مدل بوروکراسی نiskanen^۶ (۱۹۶۸)، مشخص شده است؟ به احتمال زیاد، حد بالایی ضمنی برای حداکثر کسری وجود خواهد داشت که بدون جایگزینی مالکان/تامین مالی مدیریت قابل تحمل است. مدیریت بیمارستان از این رو با معضل به حداکثر رساندن بودجه بیمارستان و اجتناب از اخراج مواجه است. استفاده از احتمال کمک مالی به عنوان معیاری برای ملایم بودن محدودیت‌های بودجه‌ای، این بعد را نادیده می‌گیرد.

هنگامی که تعطیلی بیمارستان بعید است، یک هشدار اضافی به رویکرد استفاده شده توسط برک^۷ و همکاران (۲۰۱۵)، و شن و اگلستون (۲۰۰۹)، وجود دارد. اگر احتمال بسته شدن بیمارستان برای همه بیمارستان‌ها به سمت صفر همگرا شود، محدودیت بودجه برای همه بیمارستان‌ها به همان اندازه نرم است و نباید تفاوت سیستماتیک در تغییرات کارایی بین گروه‌های بیمارستانی وجود داشته باشد. با این حال، ما پیشنهاد می‌کنیم که تفاوت‌های سیستماتیک در تغییر کارایی

¹ Michael Berger, Margit Sommersguter-Reichmann, Thomas Czipionka

² Su, C.; Liu, Y.; Liu, C.; Tao, R.

³ DRGs

⁴ SBC

⁵ Bordignon and Turati (2009)

⁶ Niskanen (1968)

⁷ Brekke

را می‌توان در کشورهایی مانند اتریش با خودمختاری زیرملی مشاهده کرد. در حالی که احتمال بسته شدن بیمارستان به صفر نزدیک می‌شود، بار بدهی ایالت‌ها، که در نهایت باید هر گونه کسری بیمارستان را در داخل ایالت جذب کنند، به طور قابل توجهی بر درجه نرمی بودجه تأثیر می‌گذارد و منجر به تفاوت‌های سیستماتیک در تغییرات کارایی بیمارستان در سطح دولتی می‌شود. بحران مالی در سال ۲۰۰۹ و متعاقب آن بحران بدهی اروپا یک شوک برون‌زا قوی به مالیه عمومی اتریش ایجاد کرد. قوانین اتحادیه اروپا که در نتیجه بحران بدهی به تصویب رسید، به اصطلاح «بدهی‌های پنهان» در اتریش، از جمله بدهی بیمارستان‌های دولتی را آشکار کرد. این احتمال وجود دارد که افزایش «بدهی پنهان» بیمارستان‌های دولتی مشکل بدهی عمومی، یعنی انطباق با معیارهای ماستریخت، در حوزه سیاسی را تشدید کند. یک فرضیه کلیدی برای تحلیل حاضر این است که ایالت‌هایی با بدهی عمومی نسبتاً بالا بیشترین ضربه را از این توسعه وارد کردند، که به طور قابل توجهی آزادی عمل مالی این دولت‌های ایالتی را محدود کرد. بنابراین، بحران مالی باعث ایجاد شکاف در محدودیت‌های بودجه بیمارستان‌ها در دولت‌های با بدهی بالا شد و معضل مدیریت بیمارستان‌ها را به سمت نظم و انضباط بودجه‌ای بالاتر متمایل کرد و کسری‌های جاری پس از بحران مالی را مشکل‌سازتر کرد.

شواهد تجربی از اتریش به دلایل زیر مورد توجه است: سیستم DRG اتریش تمام هزینه‌های بیمارستان‌های غیرانتفاعی دولتی و خصوصی را پوشش نمی‌دهد که مراقبت‌های حاد با بودجه عمومی را ارائه می‌کنند (برای سادگی که از این به بعد «بیمارستان‌های دولتی» نامیده می‌شوند). این فقط تصریح می‌کند که حداقل ۵۱٪ از هزینه‌های بیمارستان باید از درآمدهای مشابه بازار تامین شود (باندسگستزل‌گلاتز^۸، ۲۰۱۷-ب). و در نتیجه محدودیت بودجه نسبتاً نرمی را اعمال می‌کند. قانون ۵۱٪ قرار بود تضمین کند که بیمارستان‌های دولتی همچنان می‌توانند طبق سیستم حساب‌های اروپایی^۹، ۱۹۹۵ به بخش خصوصی اختصاص داده شوند (باندسگستزل‌گلاتز^{۱۰}، ۲۰۰۵). هر گونه هزینه اضافی باید توسط مقامات منطقه ای (دولت‌های ایالتی و شهرداری‌ها) و صاحبان بیمارستان‌ها تقبل شود (باندسگستزل‌گلاتز^{۱۱}، ۲۰۱۷-الف). در گذشته، بیمارستان‌های دولتی یا شرکت‌های بیمارستانی می‌توانستند روی بازبایی هر هزینه اضافی حساب کنند، به ویژه به دلیل فشار بالای سیاسی برای اطمینان از مراقبت‌های بیمارستانی عمومی. با این حال، از سال ۲۰۱۰، ESA معتقد است که هر بدهی ای که دولت در قبال آن مسئول است باید به بخش دولتی واگذار شود. در نتیجه، هرگونه کسری بیمارستان‌های دولتی باعث افزایش نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی^{۱۲} می‌شود و در نتیجه پیروی از پیمان ساختاری^{۱۳}، ۲۰۱۲ را که معاهده ثبات را تصویب کرد، به خطر می‌اندازد. هماهنگی و حکمرانی در اتحادیه اقتصادی و پولی (۲۰۱۲)، دولت‌های فدرال، ایالتی و محلی توافق کردند که به طور پایدار با سیستمی از قوانین مالی متعدد که در سال ۲۰۱۷ برای افزایش انضباط بودجه معرفی شد، پیروی کنند. عدم انطباق باعث ایجاد مکانیسم‌های تحریم مالی می‌شود که نشان دهنده یک نوآوری بزرگ در مقایسه با معیارهای ماستریخت است.

در این پژوهش به ارزیابی اثرگذاری کسری بودجه در بخش بهداشت و درمان، پرداخته می‌شود.

⁸ Bundesgesetzblatt, 2017b

⁹ ESA

¹⁰ Bundesgesetzblatt

¹¹ Bundesgesetzblatt, 2017b

¹² GDP

¹³ StP 2012

مبانی نظری پژوهش

آفونسو و همکاران^{۱۴} (۲۰۲۳)، در پژوهشی با عنوان یک مدل شبکه DEA-برای ارزیابی تأثیر کیفیت و دسترسی بر عملکرد بیمارستان، بیان داشتند که رابطه بین کارایی، کیفیت و دسترسی در مراقبت‌های بهداشتی کاملاً تعریف نشده است. به طور خاص، در مورد اینکه آیا بین عملکرد بیمارستان و ابعاد اجتماعی آن، مانند مناسب بودن مراقبت، ایمنی، و دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی مناسب، تعادل وجود دارد یا خیر، اتفاق نظر وجود ندارد. این مطالعه یک رویکرد جدید مبتنی بر تحلیل پوششی داده‌های شبکه (NDEA) برای ارزیابی وجود مبادلات بالقوه بین کارایی، کیفیت و دسترسی پیشنهاد می‌کند. هدف این است که با رویکردی جدید به بحث داغ پیرامون این موضوع کمک کند. روش پیشنهادی یک مدل NDEA را با قابلیت مصرف ضعیف خروجی‌ها ترکیب می‌کند تا با خروجی‌های نامطلوب مربوط به کیفیت پایین مراقبت یا عدم دسترسی به مراقبت مناسب و ایمن مقابله کند. این ترکیب منجر به رویکرد واقعی‌تری می‌شود که هنوز برای بررسی این موضوع استفاده نشده است. ما از داده‌های سرویس بهداشت ملی پرتغال از سال ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۹ استفاده کردیم، با چهار مدل و نوزده متغیر انتخاب شده برای تعیین کمیت کارایی، کیفیت و دسترسی به مراقبت‌های بیمارستانی عمومی در پرتغال. یک امتیاز کارایی پایه محاسبه و با نمرات عملکرد به دست آمده در دو سناریو فرضی برای تعیین کمیت تأثیر هر بعد مرتبط با کیفیت/دسترسی بر کارایی، مقایسه شد. سناریوی اول در نظر می‌گیرد که هر متغیر، به صورت جداگانه، در بهترین وضعیت خود قرار دارد (برای مثال، عدم وجود موارد سبکی سمی)، و سناریوی دوم، در بدترین حالت خود (به عنوان مثال، همه بیماران بستری که دیده شده یک مورد سبکی سمی داشتند). یافته‌ها نشان می‌دهد که ممکن است بین کارایی، کیفیت و دسترسی، مبادلات معناداری وجود داشته باشد. اکثر متغیرها تأثیر قابل توجه و منفی بر کارایی کلی بیمارستان از خود نشان دادند. به این معنی که ممکن است انتظار یک معاوضه بین کارایی و کیفیت/دسترسی داشته باشیم.

سو و همکاران^{۱۵} (۲۰۲۲)، در پژوهشی با عنوان تأثیر مخارج مالی پزشکی و بهداشتی بر شاخص سهام صنعت دارو در چین، اظهار داشتند که این مقاله به بررسی رابطه بین هزینه‌های مالی برای مراقبت‌های بهداشتی (FE) و شاخص سهام صنعت داروسازی (SP) با استفاده از آزمون‌های علیت راه‌انداز پنجره نورد کامل و فرعی می‌پردازد. می‌توان مشاهده کرد که هم رابطه مثبت و هم منفی بین FE و SP وجود دارد. FE باعث افزایش بازار سهام دارویی خواهد شد، که نظریه کینزی را اثبات می‌کند، در حالی که نتیجه‌ای که FE بر SP تأثیر منفی می‌گذارد، از نظریه کلاسیک پشتیبانی می‌کند. به نوبه خود، SP به طور مثبت بر FE تأثیر می‌گذارد، که نشان می‌دهد توسعه صنعت داروسازی و افزایش هزینه‌های پزشکی و بهداشتی می‌توانند یکدیگر را ارتقا دهند. علاوه بر این، تأثیر منفی SP بر FE نشان می‌دهد که تأثیر شاخص دارویی بر هزینه‌های مالی باید در ارتباط با سایر رویدادها و شرایط بازار مورد قضاوت قرار گیرد. در شرایط پیچیده اقتصادی، سرمایه‌گذاران می‌توانند به طور منطقی وضعیت صنعت بازار دارویی را در نظر بگیرند و با بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری خود سود ببرند. دولت می‌تواند صنعت داروسازی را با تعدیل هزینه‌های مالی مراقبت‌های بهداشتی تنظیم و هدایت کند و از این طریق توسعه پایدار و پایدار بازار مالی را ارتقا دهد.

¹⁴ Afonso, G.P., Ferreira, D.C. & Figueira, J.R.

¹⁵ Su, C.; Liu, Y.; Liu, C.; Tao, R.

میشل برگر و همکاران^{۱۶} (۲۰۲۰)، در پژوهشی با عنوان عوامل تعیین کننده محدودیت های بودجه نرم، ضمن طرح این سوال که چگونه بدهی عمومی بر عملکرد بیمارستان در اتریش تأثیر می گذارد، اظهار داشتند که با استفاده از داده های حسابداری بهای تمام شده در بیمارستان های غیرانتفاعی با تأمین مالی عمومی در اتریش از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵، ما ارتباط بین محدودیت های بودجه نرم و تغییر کارایی بیمارستان را در محیطی با خطر ناچیز بسته شدن بیمارستان در یک طرح مطالعه دو مرحله ای بر اساس تعصب تصحیح شده تحلیل می کنیم. تحلیل پوششی داده های ورودی محور غیر شعاعی و رگرسیون حداقل مربعات معمولی. ما متوجه شدیم که بحران بدهی اروپا الگوی توسعه کارایی بیمارستان ها را تغییر داده است: پس از بحران اقتصادی، بیمارستان ها در کشورهای کم بدهی نسبت به بیمارستان های ایالت های با بدهی بالا ۱٫۱ درصد تغییر کارایی سالانه کمتری داشتند. چنین تفاوت سیستماتیکی قبل از بحران اقتصادی یافت نشد. نتایج نشان می دهد که شوک های برون زای ناگهانی به امور مالی عمومی می تواند فشار بودجه بر مؤسسات دارای تأمین مالی عمومی را افزایش دهد و در نتیجه با محدودیت های بودجه نرم از قبل موجود مقابله کند.

اخیراً، چندین مطالعه نظریه SBC را به طور خاص با رفتار و عملکرد بیمارستان ها مرتبط کرده اند. برکه و همکاران (۲۰۱۵) توجه داشته باشید که SBC نه تنها کسری را پوشش می دهد بلکه ممکن است مصادره سود را نیز به دنبال داشته باشد. آنها ارتباط منفی بین احتمالات کمک مالی و مصادره سود از یک سو و تلاش های مهار هزینه از سوی دیگر را پیش بینی می کنند. با توجه به کارایی هزینه، رایت (۲۰۱۶)، با در نظر گرفتن پاسخ های بیمارستان دولتی و دولت به SBC، نظریه بازی را برای شناسایی شرایطی که کمک مالی به بیمارستان های دولتی را ترویج می کند، اعمال می کند. او نتیجه می گیرد که SBC به رفاه آسیب می زند در حالی که رقابت توسط یک بیمارستان خصوصی ممکن است آن را افزایش دهد. دوگان (۲۰۰۰) پاسخ های سه نوع بیمارستان (انتفاعی، خصوصی غیرانتفاعی و دولتی) را به مشوق های مالی ایجاد شده توسط دولت ایالات متحده به نفع بیماران فقیر بررسی می کند. نویسنده نشان می دهد که بیمارستان های خصوصی انتفاعی و غیرانتفاعی از درآمد اضافی برای بهبود کیفیت درمان فقرا استفاده نمی کنند. به نظر نمی رسد که افراد عمومی بیشتر از این نوع دوستانه عمل کنند، حتی اگر از SBC سود می برند. شن و انگلستون (۲۰۰۹) دریافتند که بیمارستان هایی که با SBC مواجه هستند رفتار کنترل هزینه تهاجمی کمتری از خود نشان می دهند، کمتر احتمال دارد شبکه های ایمنی را ببندند و نتایج مرگ و میر بهتری دارند. بررسی پنج بسته شدن بیمارستان، کپس و همکاران (۲۰۱۰)، دریافتند که صرفه جویی در هزینه خسارات را از نظر رفاه بیمار در کل ایالات متحده جبران می کند، اما نه به صورت محلی. انگلستون و همکاران (۲۰۰۹)، از داده های تابلویی در بیمارستان های چینی برای تخمین احتمال نجات آنها در پاسخ به حاشیه های عملیاتی کم یا منفی در سال گذشته استفاده می کند. نویسندگان این شاخص SBC را با عملکرد بیمارستان، با نتایج غیرقابل قطعی، مرتبط می کنند. در همین راستا، آئودبرت^{۱۷} و همکاران (۲۰۱۱)، از میزان یارانه ها به عنوان شاخص SBC برای تجزیه و تحلیل اثرات اصلاح بیمه سلامت بر کارایی فنی بیمارستان های روستایی چین استفاده کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که سهم درآمدی بالاتر از یارانه ها به طور منفی با کارایی فنی مرتبط است. در یک توسعه نظری جالب، لواجی و مونتفیوری (۲۰۱۳)، ناتوانی تنظیم کننده در مشاهده نوع بیمار و بیان محدودیت های بودجه سخت را دلیلی برای انتخاب بیمار می دانند.

¹⁶ Michael Berger, Margit Sommersguter-Reichmann, Thomas Czypionka

¹⁷ Audibert

روش پژوهش

در این پژوهش آمار دوازده بیمارستان در دوره زمانی ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۹ گردآوری شده و تجزیه و تحلیل به شیوه پانل دیتا صورت میپذیرد.

شاخص های توصیفی

در جدول ذیل متغیرهای مدل خلاصه شده است:

جدول ۱: متغیرهای مدل

متغیر	نماد	نوع متغیر
کسری بودجه بخش بهداشت و درمان	$Y1 LO$	وابسته
ثبات سیاسی	$X1LO-1$	مستقل
کیفیت قوانین	$X1RULES$	مستقل
مبارزه با فساد	$X2Corruption$	مستقل
اثر بخشی دولت	$X3Government$	مستقل
حاکمیت قانون	$X4 Regulatory$	مستقل
تامین مالی مناسب	$X5 Voice$	مستقل

در جدول ۲ کمیت های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۲. آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر		معیارهای تمرکز		معیار پراکندگی	معیارهای شکل توزیع	
		میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	برجستگی
کسری بودجه بخش بهداشت و درمان		۰/۵۵	۰/۵۵۲	۰/۵۵۸	-۰/۰۱	۲/۵۹۶
ثبات سیاسی		۰/۵۲۱	۰/۵۶	۰/۱۵۹	-۰/۲۷۳	۱/۹۸۷
کیفیت قوانین		۰/۷۲	۰/۶۸۹	۰/۱۴۶	۰/۲۹۶	۱/۸۶۸
مبارزه با فساد		۰/۷۲۸	۰/۷۳۱	۰/۱۵۸	۰/۰۷۹	۱/۷۳۸
اثر بخشی دولت		۰/۴۴	۰/۴۴۴	۰/۱۶	-۰/۰۱۴	۱/۸۳۹
حاکمیت قانون		۰/۴۰۳	۰/۳۷۷	۰/۱۶۲	۰/۳۷۶	۱/۸۷۲
تامین مالی مناسب		۰/۴۴۲	۰/۴۴	۰/۱۵۶	-۰/۰۲۱	۱/۸۳۱

در مطالعه توزیع یک جامعه آماری مقدار نماینده که اندازه ها در اطراف آن توزیع شده اند را مقدار مرکزی می نامند و هر معیار عددی را که معرف مرکز مجموعه داده ها باشد، معیار گرایش به مرکز می نامند. میانگین و میانه از متداولترین معیارهای گرایش به مرکز هستند. انحراف معیار یکی از شاخص های پراکندگی است که نشان می دهد به طور میانگین داده ها چه مقدار از مقدار متوسط فاصله دارند. اگر انحراف معیار مجموعه ای از داده ها نزدیک به صفر باشد، نشانه آن است که داده ها نزدیک به میانگین هستند و پراکندگی اندکی دارند؛ در حالی که انحراف معیار بزرگ بیانگر پراکندگی قابل توجه داده ها می باشد. انحراف معیار برابر با ریشه دوم واریانس است. مزیت انحراف معیار نسبت به واریانس، این است که هم بعد با داده ها می باشد. چولگی برابر با گشتاور سوم نرمال شده است. چولگی در حقیقت معیاری از وجود یا

عدم تقارن تابع توزیع می باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچکتر مقدار چولگی منفی است. در جدول ۲ میزان چولگی متغیرها مشاهده می گردد. کشیدگی برابر با گشتاور چهارم نرمال شده است، به عبارت دیگر کشیدگی معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است

آزمون همبستگی

این آزمون برای پانل دیتا نیست و به جای آن آزمون همبستگی را میگذارم.

ضریب همبستگی پیرسون: ضریب همبستگی پیرسون که به نام های ضریب همبستگی گشتاوری و یا ضریب همبستگی مرتبه ی صفر نیز نامیده می شود، توسط سرکارل پیرسون معرفی شده است. این ضریب به منظور تعیین میزان رابطه، نوع و جهت رابطه ی بین دو متغیر فاصله ای یا نسبی و یا یک متغیر فاصله ای و یک متغیر نسبی به کار برده می شود. در واقع این ضریب، متناظر پارامتری ضریب همبستگی اسپیرمن می باشد. چندین روش محاسباتی معادل می توان برای محاسبه ی این ضریب تعریف نمود.

در این تحقیق از فرمول زیر استفاده می گردد:

$$r = \frac{n(\sum xy) - \sum x \sum y}{\sqrt{[n(\sum x^2) - (\sum x)^2][n(\sum y^2) - (\sum y)^2]}}$$

ضریب همبستگی پیرسون بین ۱- و ۱ تغییر می کند. اگر $r = 1$ بیانگر رابطه ی مستقیم کامل بین دو متغیر است؛ رابطه ی مستقیم یا مثبت به این معناست که اگر یکی از متغیرها افزایش (کاهش) یابد، دیگری نیز افزایش (کاهش) می یابد. $r = -1$ نیز وجود یک رابطه ی معکوس کامل بین دو متغیر را نشان می دهد. رابطه ی معکوس یا منفی نشان می دهد که اگر یک متغیر افزایش یابد متغیر دیگر کاهش می یابد و بالعکس.

قبل از تخمین مدل نمودار همبستگی متغیرهای مدل میتواند بسیار مناسب باشد. همبستگی نمایانگر همخطی اجزای مدل میباشد، همبستگی پیرسون اگر بیش از ۰/۷ و معنی دار باشد آنگاه احتمال وجود همخطی در مدل وجود دارد. در جداول ذیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی از روش همبستگی پیرسون آورده شده است.

جدول ۳ همبستگی بین متغیرهای مدل

Correlation Probability	Y1LO	X1LO	X1RULES	X2CORR	X3GOV	X4REG	X5VOICE
Y1LO	1.000000 ----						
X1LO	0.002482 0.9785	1.000000 ----					
X1RULES	-0.080089 0.3846	0.004174 0.9639	1.000000 ----				
X2CORR	0.999964 0.0000	0.002550 0.9780	-0.081043 0.3789	1.000000 ----			
X3GOV	0.097480 0.2895	-0.069000 0.4540	-0.169175 0.0647	0.098300 0.2855	1.000000 ----		
X4REG	0.088007 0.3392	0.052689 0.5676	0.206773 0.0235	0.087848 0.3400	-0.080590 0.3816	1.000000 ----	
X5VOICE	0.001580 0.9863	0.059535 0.5183	-0.128911 0.1605	0.001434 0.9876	-0.004421 0.9618	-0.000852 0.9926	1.000000 ----

فرض صفر در آزمون همبستگی بر عدم همبستگی معنی دار بین متغیرهای مورد بررسی استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود ندارد.

H1: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید معنی دار بودن همبستگی میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در جدول بالا میزان همبستگی در سطر اول و معنی داری همبستگی در سطر دوم نوشته شده است. در صورتی که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی مورد نظر از نظر آماری معنی دار است. همانگونه که ملاحظه میشود در برخی موارد همبستگی ها معنی دار میباشند اما شدت همبستگی ها بین متغیرهای مستقل کمتر از مقداری است که احتمال وجود همخطی در مدل وجود داشته باشد.

آزمون مانایی متغیرها

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بر اساس آزمون لوین لین در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج نشان می دهد متغیرهای مدل بر اساس آزمون لوین لین پایا هستند.

جدول ۴-: نتیجه آزمون مانایی لوین لین در سطح

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
کسری بودجه بخش بهداشت و درمان	-۶/۹۷	۰/۰۰۰	مانا
ثبات سیاسی	-۳/۹۳	۰/۰۰۰	مانا
کیفیت قوانین	-۱/۰۳	۰/۱۵	نامانا
مبارزه با فساد	-۵/۵۲	۰/۰۰۰	مانا
اثر بخشی دولت	-۶/۴۴	۰/۰۰۰	مانا
حاکمیت قانون	-۳/۴۷	۰/۰۰۰	مانا
تامین مالی مناسب	-۴/۸۵	۰/۰۰۰	مانا

فرض صفر در آزمون لوین لین بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کفایت سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. همانگونه که در جدول بالا ملاحظه میگردد سطح معنی داری در تمام موارد کمتر از ۰/۰۵ میباشد. بنابراین مانا بودن برخی متغیرهای مورد بررسی، مورد تایید است. در ادامه مانایی متغیرهای نامانا در سطح با دیفرانسیل گیری ارزیابی میشود.

جدول ۴-۱: نتیجه آزمون مانایی لوین لین با دیفرانسیل گیری

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
کیفیت قوانین	-۲/۷۸	۰/۰۰۲	مانا

در جدول بالا مشخص است که متغیرهای نامانا در سطح، با یکبار دیفرانسیل گیری مانا هستند.

آزمون هم جمعی یا هم انباشتگی

با توجه به اینکه برخی متغیرها نامانا در سطح بودند، برای استفاده از آنها در مدل، باید آزمون هم انباشتگی را انجام داد.

جدول ۴-۲: هم انباشتگی

آماره	معنی داری	آماره موزون	معنی داری	نتیجه
-۱/۰۲	۰/۸۴	-۳/۵۵	۰/۹۹	تایید هم انباشتگی

با توجه به جدول بالا، هم انباشتگی مورد تایید بوده و میتوان از متغیرها بدون دیفرانسیل گیری استفاده کرد.

آزمون چاو (F لیمر)

در ابتدا برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش داده های تلفیقی، از آزمون چاو استفاده می شود.

جدول ۵: نتایج آزمون چاو برای مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۴-۱)	۲/۰۰۳	(۱۱، ۱۰۲)	۰/۰۳	استفاده از مدل پانل دیتا
مدل رگرسیونی (۴-۲)	۲/۰۲	(۱۱، ۱۰۲)	۰/۰۳	استفاده از مدل پانل دیتا

فرض صفر در آزمون چاو (اف لیمر) بر عدم استفاده از پانل دیتا (یعنی استفاده از داده های تلفیقی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از روش داده های تلفیقی استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از پانل دیتا میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

آزمون هاسمن

همانطور که در جدول ۵ ملاحظه می شود سطح معناداری آزمون چاو بیش از $\alpha=0/05$ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ امکان برآورد مدل با استفاده از روش پانل تأیید می شود. با توجه به اینکه فرض صفر آزمون چاو مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شد، در ادامه به منظور تشخیص وجود اثرات ثابت یا وجود اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود.

جدول ۵-۱: نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۴-۱)	۱۸/۶۶	۳	۰/۰۰۴	اثرات ثابت
مدل رگرسیونی (۴-۲)	۱۵/۹۹	۳	۰/۰۰۶	اثرات ثابت

فرض صفر در آزمون هاسمن بر عدم استفاده از روش اثرات ثابت (یعنی استفاده روش اثرات تصادفی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از مدل اثرات تصادفی در روش پانل دیتا استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد.
برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از اثرات ثابت میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.
در مدل اول و دوم، باید از اثرات ثابت استفاده کرد.

آزمون ناهمسانی واریانس

ابتدا آزمونهای آماری انجام میشود:

جدول ۷: آزمون واریانس ناهمسانی

نام مدل	آماره بدست آمده	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۱۲۶۶/۲۳	۰/۰۰۰	عدم وجود واریانس ناهمسانی
مدل دوم	۳۷/۵۲	۰/۰۰۰	عدم وجود واریانس ناهمسانی

آزمون عدم وجود خودهمبستگی میان اجزای اخلاص

خود همبستگی با دوربین واتسون چک میشود.

جدول ۸: آزمون دوربین واتسون

نام مدل	آماره بدست آمده	نتیجه
مدل اول	۲/۲۱	عدم وجود خود همبستگی
مدل دوم	۱/۶۴	عدم وجود خود همبستگی

آزمون نرمال بودن اجزای اخلاص

در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون جارک-برا و نمودار هیستوگرام^{۱۸} استفاده می شود.

آماره جارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد.
جارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده می کند:

$$JB = n \left\{ \frac{(Skew)^2}{6} + \frac{(Kurt - 3)^2}{24} \right\}$$

که در آن:

SKEW: ضریب چولگی

KURT: ضریب کشیدگی

N: درجه آزادی

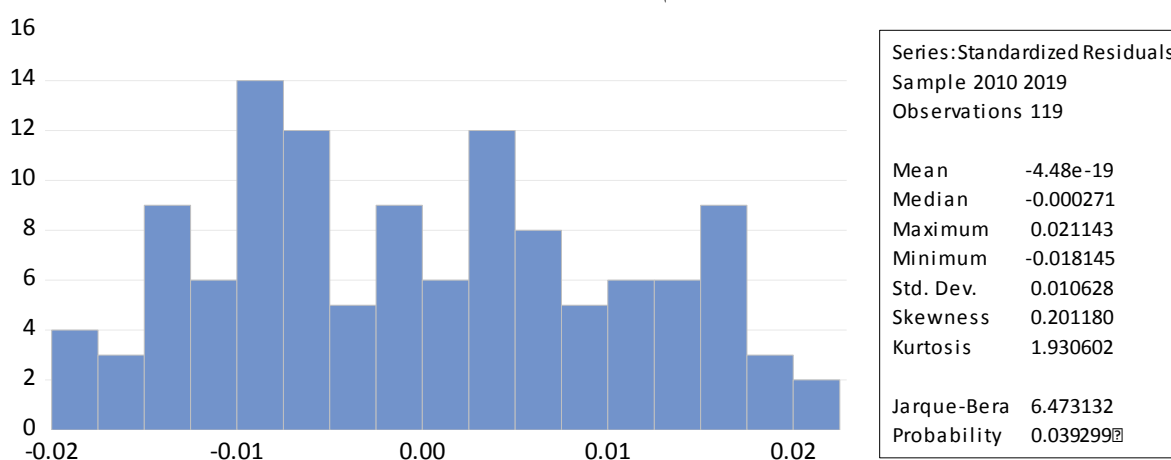
¹⁸ Histogram

جدول ۹. نتایج آزمون جارک برا برای مدل

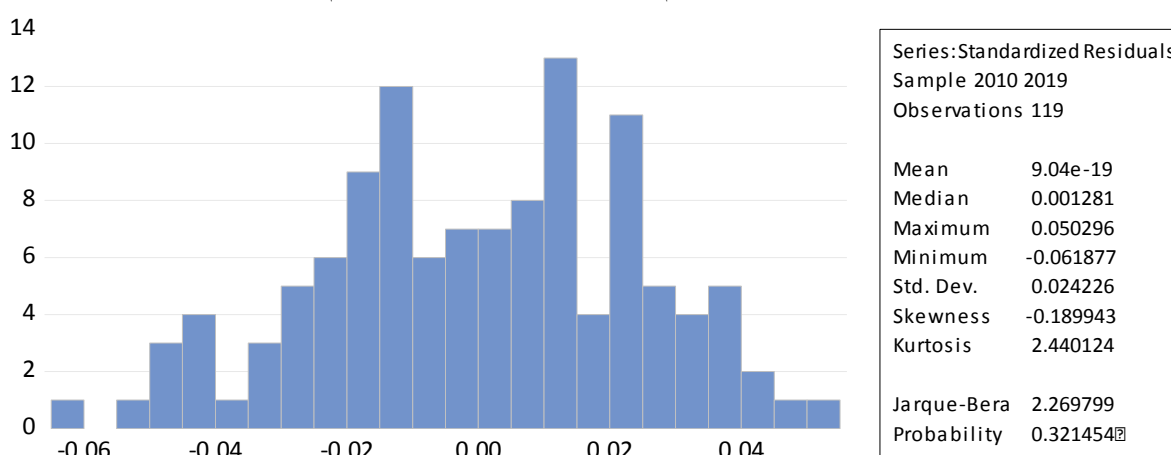
پسماند مدل رگرسیونی اول	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
پسماند مدل رگرسیونی دوم	۲/۲۶	۰/۳۲	نرمال بودن توزیع پسماند مدل
پسماند مدل رگرسیونی اول	۶/۴۷	۰/۰۳	نرمال نبودن توزیع پسماند مدل

همانطور که در جدول ۷ ملاحظه می شود سطح معناداری آزمون جارک برا برای مدل اول کمتر از $\alpha=0/05$ محاسبه شده و برای مدل دوم بیش تر از $0/05$ است. لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها در مدل اول نرمال نبوده و در مدل دوم نرمال است. در نمودارهای ۱-۴ و ۲ هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی اول و دوم ارائه شده است.

نمودار ۱. هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی مدل اول



نمودار ۲. هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی مدل دوم



همانطور که در نمودارهای ۱-۴ و ۲ ملاحظه می شود پسماند مدل رگرسیونی اول و دوم متقارن و زنگوله ای شکل است و این موضوع مبین این نکته می باشد که هر چند نرمال بودن توزیع پسماند مدل رگرسیونی در مدل اول مورد تایید نمی باشد. اما کاملاً متقارن بوده و مدل فاقد مشکلات آماری می باشد. اما نمودار مدل اول نمایان کننده وجود مشکلات آماری در مدل می باشد.

برآورد الگو (تخمین مدل)

مدل اول (پانل دیتا عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان)

جدول ۹. نتایج برازش مدل رگرسیونی اول

متغیر پاسخ = کسری بودجه بخش بهداشت و درمان				
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-۰/۰۷۸	۰/۰۱	-۶/۹۷	۰/۰۰۰
ثبات سیاسی	-۰/۱۴	۰/۰۰۷	-۲۰/۷۹	۰/۰۰۰
کیفیت قوانین	-۰/۱۵	۰/۰۰۸	-۱۷/۶۴	۰/۰۰۰
مبارزه با فساد	-۰/۱۳	۰/۰۰۹	-۱۴/۳۲	۰/۰۰۰
اثر بخشی دولت	-۰/۱۴۵	۰/۰۰۶	-۲۱/۷۴	۰/۰۰۰
حاکمیت قانون	-۰/۱۴۲	۰/۰۰۷	-۲۰/۳۷	۰/۰۰۰
تامین مالی مناسب	-۰/۱۵	۰/۰۰۶	-۲۱/۸۷	۰/۰۰۰
آماره آزمون $F = ۱۸۳/۳۴$ سطح معناداری $= ۰/۰۰۰$ ضریب تعیین $= ۰/۹۶$ دوربین واتسون: $۱/۸۶$				

مدل دوم (گشتاورهای تعمیم یافته عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان)

جدول ۱۰. نتایج برازش مدل رگرسیونی دوم

متغیر پاسخ = کسری بودجه بخش بهداشت و درمان				
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-۰/۱۰	۰/۰۱۶	-۶/۳۳	۰/۰۰۰
کسری بودجه بخش بهداشت و درمان دوره قبل	-۰/۰۴	۰/۰۲۰	-۲/۰۴	۰/۰۴
ثبات سیاسی	-۰/۱۴	۰/۰۰۷	-۲۰/۷۹	۰/۰۰۰
کیفیت قوانین	-۰/۱۵	۰/۰۰۸	-۱۷/۴۸	۰/۰۰۰
مبارزه با فساد	-۰/۱۳	۰/۰۰۹	-۱۳/۹۵	۰/۰۰۰
اثر بخشی دولت	-۰/۱۳	۰/۰۰۶	-۲۰/۷۰	۰/۰۰۰
حاکمیت قانون	-۰/۱۵	۰/۰۰۷	-۲۱/۷۲	۰/۰۰۰
تامین مالی مناسب	-۰/۱۴	۰/۰۰۶	-۲۰/۹۵	۰/۰۰۰
آماره آزمون $F = ۱۶۳/۹۹$ سطح معناداری $= ۰/۰۰۰$ ضریب تعیین $= ۰/۹۷$ دوربین واتسون: $۱/۸۵$				

در جداول بالا ضرایب تک تک متغیرها بر کسری بودجه مشخص شده اند.

نتیجه گیری

برای افزایش کارایی عملکرد بیمارستان ها لازم است بودجه بندی بیمارستان با مشکل مواجه نشود. در غیر اینصورت ممکن است مدیران بیمارستان به دلیل کسری بودجه، قید برخی از خدمات را بزنند و در بخش مدلسازی دو مدل برای ارزیابی روابط برازش گردید.

مدل اول، که مدل پانل دیتا عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان، بوده در ذیل خلاصه شده است:

جدول ۱۱: ارزیابی عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان در پانل دیتا

معنی داری	ضرایب رگرسیونی	عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان
***	-۰/۱۴	ثبات سیاسی
***	-۰/۱۵	کیفیت قوانین
***	-۰/۱۳	مبارزه با فساد
***	-۰/۱۴۵	اثر بخشی دولت
***	-۰/۱۴۲	حاکمیت قانون
***	-۰/۱۵	تامین مالی مناسب
***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد		

در جدول بالا مشخص است که ثبات سیاسی تاثیر منفی بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان دارد. با افزایش هر

واحد ثبات سیاسی، درصد کسری بودجه بخش بهداشت و درمان ۰/۱۴ واحد کاهش میابد.

به همین منوال ضریب تاثیر سایر متغیرها در جدول بالا مشخص است.

هر واحد بهبود کیفیت قوانین، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و شدت گرفتن مبارزه با فساد، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و اثر بخشی تر شدن دولت، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۴۵ هزارم واحد میشود.

هر واحد بهبود و افزایش حاکمیت قانون، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۴۲ صدم واحد میشود.

در نهایت هر واحد بهبود راهکارهای تامین مالی مناسب به همه شهروندان منجر به کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

در مدل دوم به صورت مدل گشتاورهای تعمیم یافته عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان، ارزیابی شده است.

جدول ۱۲ عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان در مدل گشتاور تعمیم یافته

معنی داری	ضرایب رگرسیونی	عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان
۰/۰۲۰	-۰/۰۴	کسری بودجه بخش بهداشت و درمان دوره قبل
۰/۰۰۷	-۰/۱۴	ثبات سیاسی
۰/۰۰۸	-۰/۱۵	کیفیت قوانین
۰/۰۰۹	-۰/۱۳	مبارزه با فساد
۰/۰۰۶	-۰/۱۳	اثربخشی دولت
۰/۰۰۷	-۰/۱۵	حاکمیت قانون
۰/۰۰۶	-۰/۱۴	تامین مالی مناسب
***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد		

تفاوت این جدول و جدول پانل دیتا در این است که کسری بودجه بخش بهداشت و درمان در دوره قبل نیز یک عامل تاثیرگذار بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان در دوره جاری دانسته شده که این ضریب نیز مطابق انتظار معنی دار است.

هرچه کسری بودجه بخش بهداشت و درمان در سال گذشته بیشتر باشد، کسری بودجه بخش بهداشت و درمان، امسال با ضریب چهار صدم کاهش میابد.

مطابق انتظار، بهبود ثبات سیاسی نیز، کسری بودجه بخش بهداشت و درمان را کاهش میدهد. هر واحد بالاتر رفتن ثبات سیاسی، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۴ صدم واحد میشود.

به همین منوال میتوان گفت. هر واحد بهبود کیفیت قوانین، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۵ صدم واحد میشود. هر واحد بهبود و شدت گرفتن مبارزه با فساد، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و اثربخش تر شدن دولت، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۳ صدم واحد میشود.

هر واحد بهبود و افزایش حاکمیت قانون، باعث کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۵ صدم واحد میشود.

در نهایت هر واحد بهبود راهکارهای تامین مالی مناسب به همه شهروندان به کاهش کسری بودجه بخش بهداشت و درمان به میزان ۱۴ صدم واحد میشود.

در نهایت مشخص است که فساد اداری و عدم اعتنا به قوانین موجود، در کنار ضعف در اثربخشی دولت، مهمترین عوامل موثر بر کسری بودجه بخش بهداشت و درمان بوده و علاوه بر توجه به کیفیت قوانین و نظارت های مناسب دولتی، لازم است از روش های نوین و علمی تامین مالی برای بیمارستان ها استفاده کرد.

منابع

- I. Bundesgesetzblatt, No. 26 2017: Krankenanstalten- und Kuranstaltengesetz (2017)
- Michael Berger, Margit Sommersguter-Reichmann, Thomas Czypionka, Determinants of soft budget constraints: How public debt affects hospital performance in Austria, *Social Science & Medicine*, Volume 249, 2020, 112855,
- J. Kornai, The soft budget constraint, *Kyklos*, 39 (1986), pp. 3-30
- M. Audibert, J. Mathonnat, A. Pelissier, X. Huang, A. Ma(2011), Health insurance reform and efficiency of township hospitals in rural China: an analysis from survey data (Etudes et Documents)
- R. Levaggi, M. Montefiori, Patient selection in a mixed oligopoly market for health care: the role of the soft budget constraint, *Int. Rev. Econ.*, 60 (1) (2013), pp. 49-70.
- I. Bundesgesetzblatt, No. 73 2005: Vereinbarung gemäß Art 15a B-VG über die Organisation und Finanzierung des Gesundheitswesens(2005)
- S. Dan, *The Coordination of European Public Hospital Systems: Interests, Cultures and Resistance*, Springer, New York (2013)
- A. Wagstaff, R. Moreno-Serra(2009), System-wide Impacts of Hospital Payment Reform: Evidence from Central Europe and Central Asia (World Bank Policy Research Paper No. 4987)
- S. Kittelsen, J. Magnussen, K. Anthun(2007), Hospital Reform and Hospital Efficiency: a Nordic Comparison Study (Paper Presented at the 6th iHEA World Conference)
- Afonso, G.P., Ferreira, D.C. & Figueira, J.R. A Network-DEA model to evaluate the impact of quality and access on hospital performance. *Ann Oper Res* (2023).
- Su, C.; Liu, Y.; Liu, C.; Tao, R. The Impact of Medical and Health Fiscal Expenditures on Pharmaceutical Industry Stock Index in China. *Int. J. Environ. Res. Public Health* **2022**, *19*, 11730.

ضمیمه

نتیجه برآورد الگو (تخمین مدل)

مدل اول

Dependent Variable: Y1LO

Method: Panel EGLS (Cross-section weights)

Date: 02/06/24 Time: 08:28

Sample: 2010 2019

Periods included: 10

Cross-sections included: 12

Total panel (unbalanced) observations: 119

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.078187	0.011207	6.976412	0.0000
X1LO	-0.146438	0.007041	20.79809	0.0000
X1RULES	-0.155008	0.008785	17.64432	0.0000
X2CORR	-0.137004	0.009566	14.32160	0.0000
X3GOV	-0.145595	0.006697	21.74151	0.0000
X4REG	-0.142628	0.007000	20.37625	0.0000
X5VOICE	-0.151810	0.006939	21.87829	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

Root MSE	0.010583	R-squared	0.968613
Mean dependent var	0.566209	Adjusted R-squared	0.963330
S.D. dependent var	0.089826	S.E. of regression	0.011487
Sum squared resid	0.013328	F-statistic	183.3440
Durbin-Watson stat	1.869559	Prob(F-statistic)	0.000000

مدل دوم

Dependent Variable: Y1LO
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 02/06/24 Time: 08:28
 Sample (adjusted): 2011 2019
 Periods included: 9
 Cross-sections included: 12
 Total panel (unbalanced) observations: 107
 Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	→ 0.103492	0.016349	→ 6.330296	0.0000
Y1LO(-1)	→ -0.042499	0.020731	→ -2.049980	0.0433
X1LO	→ 0.146098	0.007026	→ 20.79449	0.0000
X1RULES	→ 0.154853	0.008857	→ 17.48282	0.0000
X2CORR	→ 0.137869	0.009878	→ 13.95765	0.0000
X3GOV	→ 0.139565	0.006741	→ 20.70479	0.0000
X4REG	→ 0.152646	0.007026	→ 21.72613	0.0000
X5VOICE	→ 0.145065	0.006922	→ 20.95818	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

Root MSE	0.009886	R-squared	0.971051
Mean dependent var	0.571339	Adjusted R-squared	0.965130
S.D. dependent var	0.090403	S.E. of regression	0.010901
Sum squared resid	0.010457	F-statistic	163.9906
Durbin-Watson stat	1.850647	Prob(F-statistic)	0.000000