مطالعهٔ پیامدهای افزایش قیمت کالاها و خدمات آموزشی بر تقاضای خانواده‌ها برای آموزش عمومی

دکتر عبدالله انصاری[۱]

چکیده

قیمت آموزش بر تقاضای آموزش تأثیرگذار است و انتظار می‌رود میزان تقاضای خانواده‌ها برای آموزش عمومی در شرایطی که قیمت و مخارج مربوطه افزایش می‌یابد، کاهش پیدا کند. بر این اساس دولتها به منظور توسعه پوشش تحصیلی تلاش می‌کنند با جلوگیری از افزایش قیمتها از مخارج آموزشی خانواده‌ها بکاهند و حتی به برخی خانواده‌ها برای ثبت‌نام در مدرسه یارانه پرداخت کنند. بنابراین شناخت سازوکار تصمیم گیری خانواده‌ها در زمینه اختصاص دادن منابع به انواع مصارف، به ویژه آموزش عمومی در سبد هزینه خانواده ضرورتی برای اتخاذ سیاستهای مناسب است. این امر از طریق برآورد کششهای قیمتی تقاضای آموزش عمومی برای خانواده‌های شهری متعلق به دهکهای درآمدی گوناگون تحقق می‌یابد. برآورد ضرایب کششهای مذکور با به‌کارگیری سیستم تقاضای رتردام در سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ نشان داد که علایم مربوطه منفی و با قانون تقاضا سازگار است. همچنین تقاضای خانواده‌های متعلق به دهکهای اول تا ششم برای گروه کالایی آموزش عمومی با کشش (حساس) و تقاضای خانواده‌های طبقات هفتم تا دهم بی‌کشش است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت تقاضای خانواده‌های متعلق به دهکهای درآمدی پایین‌تر (به استثنای دهک هشتم)، حساسیتی فزونتر نسبت به تغییر قیمت گروه کالایی و خدماتی آموزش عمومی در مقایسه با دهکهای درآمدی بالاتر دارد. افزایش قیمت آموزش تقاضای آموزش عمومی در میان اقشار کم درآمد و مرفه شهری را به اندازه گستره نابرابری در مخارج آموزشی کاهش خواهد داد.

کلیدواژگان: کشش قیمتی تقاضا برای آموزش عمومی، سیستم تقاضای رتردام، داده‌های تابلویی(پنل)

تاریخ دریافت: ۹۴/۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۴/۸/۱۶

۱. استادیار سازمان پژوهش و برنامه‌ریزی آموزشی، پژوهشگاه مطالعات آموزش و پرورش abd_ansari@yahoo.com

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

مقدمه

آموزش عمومی را اقتصاددانان کالایی ممتاز معرفی می‌کنند که همانند کالاهای دیگری چون مسکن و خوراک، منافع خصوصی را نصیب کسانی می‌کند که از آن بهره مند می‌شوند. افراد برخوردار از تجربهٔ آموزشی بیشتر، از سطوح دستمزدهای بالاتر به همراه منافع مصرفی مانند بهداشت بهتر و عمر طولانی‌تر، مطلوبیت کسب می‌کنند. در چنین شرایطی خانواده‌های آسیب پذیر برای بهبود موقعیت خود و خانواده‌های مرفه و بلند پرواز برای حفظ موقعیت خود و کسب اطمینان از اینکه فرزندان آنها به بهترین مدارس و برنامه‌های آموزشی دست یابند، از نظام آموزشی استفاده می‌کنند. وجود منافع خصوصی سرشار برای آموزش، دلیلی است تا بسیاری از خانواده‌ها اصرار داشته باشند فرزندان خود را حتی اگر ناگزیر باشند همه هزینه آن را به تنهایی پرداخت کنند، به مدرسه بفرستند.

علاوه بر مطلوبیت ناشی از منافع آموزش، میزان و تغییرات مخارج آموزشی نیز بر تقاضا مؤثرند. بنابراین مشابه با دیگر کالاها و خدمات، اندازه آموزش مدرسه ای که خانواده‌ها تقاضا می‌کنند به قیمت و در واقع عرضه مدارس و شدت تقاضای خانواده بستگی دارد.

هزینه‌های خصوصی آموزشی برای خانواده‌ها- به ویژه طبقات محروم- می‌تواند بار اقتصادی تلقی شود. برای مثال در مدارس ابتدایی و دولتی تایلند در سال ۱۹۸۷، هزینه‌های خصوصی مستقیم، کمکهای خانواده‌ها و هزینه‌های خصوصی غیرمستقیم به طور متوسط و به ترتیب ۵/۸، ۱/۴و ۷/۲ درصد از درآمد خانواده را به خود اختصاص داده اما ارقام مشابه برای خانواده‌هایی که در دو دهک درآمدی کمترین قرار دارند برابر با ۱۶/۳، ۴/۳ و ۲۵/۹ درصد بوده است. در مالزی هزینه‌های خصوصی مستقیم آموزش (برای همه سطوح) به تنهایی افزون بر ۱۸ درصد از درآمد خانواده را در پایین ترین سطوح درآمدی به خود اختصاص داده و در حالی که برای گروه پردرآمدتر این نسبت ۶ درصد بوده است. اگر هزینه‌های خصوصی غیرمستقیم نیز به آن اضافه شود، بار اقتصادی برای خانواده‌های محروم بسیار سنگین‌تر خواهد بود. در سال ۱۹۸۸و مناطق محروم چین (مناطقی که درآمد سرانه از ۵۰ دلار کمتر است)، هزینه‌های خصوصی مستقیم به تنهایی بالغ بر ۵/۶، ۱۱ و ۱۹ درصد از متوسط درآمد خانواده را به ترتیب در دوره‌های ابتدایی، اول متوسطه و دوم متوسطه به خود اختصاص داده بود (تسانگ، ۱۹۹۵).

بار مالی هزینه‌های خصوصی آموزش می‌تواند بر تقاضای آموزش اثر معکوس بگذارد. برای نمونه در منطقه تای جیانگ (درآمد سرانه معادل ۵۰ دلار آمریکا) از استان گوییژان چین، ۶۷۳ نفر

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

از ۱۰۳۴ دانش آموز مدرسه ابتدایی که در سال ۱۹۸۸ تحصیل را رها کرده بودند، مشکلات اقتصادی را عامل اصلی ترک تحصیل خود عنوان کردند. همچنین تجربه کاهش هزینه کتابهای درسی و شهریه مدرسه به میزان تقریبی ۵۰ درصد در دو مدرسه واقع در همان منطقه، بهبود قابل توجهی در نرخ حضور در مدارس را نشان داد و به ویژه حضور دختران به میزان ۲۰ تا ۵۰ درصد جمعیت دانش آموزی افزایش یافت. به همین ترتیب والدین فقیر در هندوستان، نفرستادن فرزندان خود به مدرسه را به بالا بودن هزینه خصوصی مستقیم نسبت دادند (تسانگ، ۱۹۹۵). شواهدی که ارائه شد، بار سنگین هزینه‌های خصوصی را برای خانواده‌های محروم مستند می‌سازد و به نظر می‌رسد کاستن از اندازه بار اقتصادی یادشده، بر تقاضای خصوصی خانواده‌های محروم برای آموزش خواهد افزود.

در کشورهای گوناگون برای افزایش اندازه آموزش مدرسه ای، دولتها از طریق به کارگیری سیاستهایی که بر هر دو طرف عرضه و تقاضای آموزش عمومی اثر می‌گذارند، تلاش کرده اند. در طرف عرضه، دولتها به صورتی جدی و منظم برای کاهش هزینه‌ها و توسعه و تسهیل دسترسی به فرصتهای آموزشی فعال شده اند. این سیاستها با هدف افزایش ثبت نام و از طریق کاهش هزینه خصوصی آموزش عمومی و انتقال منحنی عرضه به بیرون پیاده می‌شود. اما در سالهای اخیر تلاشهای آنها از مسیر ایجاد دسترسی بیشتر به مدارس، به مسیر تقویت تقاضا برای آموزش عمومی سنتی انتقال یافته است. آنان منابعی برای تشویق بیشتر دانش آموزان در تمامی سطوح نظام آموزشی فراهم آورده اند که صرف پیاده سازی برنامه‌های تغذیه در مدارس ابتدایی شده است. در این مسیر دولتها خانواده‌ها را از طریق به کارگیری سیاستهای تشویقی ملایم به فرستادن فرزندانشان به مدرسه ترغیب کرده و در برخی موارد حتی فعال کردن ابزار اجبار را نیز در نظر گرفته اند. در یک سو دولتها از طریق صرف منابع برای «بازاریابی اجتماعی» و با هدف متقاعد ساختن خانواده‌ها به وجود منافع برای فرستادن فرزندانشان به مدرسه و حفظ آنها برای دوره‌های زمانی طولانی‌تر سرمایه‌گذاری کرده اند. از سوی دیگر سیاستهایی شامل آموزش مدرسه ای جبرانی و قانون نیروی کار کودکان را پیاده و سازگار کرده اند و هزینه نسبی آموزش مدرسه ای را از طریق افزایش استفاده از شیوه‌های جایگزین بهره مندی از زمان کودکان، کاهش داده و می‌دهند. به کارگیری هر دو نوع از سیاستهای مذکور، منحنی تقاضا را با شکل دادن و تقویت تقاضای خانواده‌ها برای آموزش عمومی به سمت بالا منتقل می‌کنند.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

دستیابی به جاه طلبانه‌ترین اهداف دولت برای توسعه پوشش آموزش عمومی می‌تواند به یارانه نیازمند باشد. برای نمونه در مکزیک و برزیل، دولتها یارانه‌های هدفمندی برای خانواده‌هایی که فرزندانشان را در مدرسه ثبت نام می‌کنند، فراهم و دولتهای کشورهای دیگر نیز به طور مشابه سیاستهایی را برای کاهش هزینه‌های خصوصی آموزش مدرسه ای خانواده‌های محروم پیش بینی کرده اند. بنابراین به طور خلاصه مقدار آموزشی که به وسیله یک فرد فرا گرفته می‌شود، تا اندازه زیادی از طریق عرضه و تقاضا تعیین می‌شود و طرف تقاضا در کشورهای کمتر توسعه‌یافته کارسازتر از طرف عرضه است. در طرف تقاضا یکی از عوامل مؤثر در تعیین مقدار مطلوب آموزش عبارت است ازهزینه‌های مستقیم و غیرمستقیمی که دانش آموز یا خانواده وی باید متحمل شوند. هزینه‌های مستقیم شخصی آموزش شامل شهریه مدرسه، کتاب، پوشاک و مانند آنهاست و انتظار می‌رود تقاضا برای آموزش با هزینه‌های مستقیم فوق به طور معکوس در ارتباط باشد.

شایان ذکر است که در شرایطی نیز افزایش قیمت آموزش به منزلهٔ سیاستی برای مهار کردن تقاضای آموزش به کار گرفته می‌شود. دلیل این امر آن است که منافع "شخصی" پیش بینی شده ناشی از تحصیل بیشتر در مقایسه با منافع تحصیل کمتر یا فقدان تحصیل بسیار زیاد و در برابر هزینه‌های آموزشی مستقیم و غیرمستقیم "شخصی" به طور نسبی پایین است. بنابراین در چنین شرایطی جهت پیشگیری از تشدید تقاضا برای آموزش برخی پیشنهاد کرده اند تا فرد از رهگذر افزایش قیمت آموزش به پرداخت سهم بیشتری از هزینه‌های آموزشی وادار شود. اما گرایش دولت به تحمیل هزینه‌های آموزش به والدین دانش‌آموزان اگر از پشتوانه پژوهشی کافی بی‌بهره باشد، می‌تواند از تقاضای خانواده‌های کم درآمد و محروم برای آموزش کاسته و سیاستهای دولت در زمینه عرضه خدمات آموزشی برای تأمین هدف پوشش جمعیت لازم التعلیم و توزیع برابر فرصتهای آموزشی را خنثی سازد و سطح بازدهی سرمایه گذاری مربوطه را تنزل دهد. دریافت شهریه یا افزایش بهای آموزش تحت هر عنوان، حتی اگر برای تأمین مالی آموزش، جبران کسری اعتبارات و پیاده‌سازی برنامه‌های معطوف به بهبود کیفیت آموزش به کار گرفته شود، در صورتی که هدفمند نباشد توزیع فرصتهای آموزشی را نابرابرتر خواهد ساخت و با کاستن از سهم آموزش عمومی در سبد هزینه خانواده، حذف دانش‌آموزان نسبتاً فقیر تشدید خواهد شد.

در واقع انتخاب و اعمال سیاستهای خردمندانه، هدفمند و کارساز پیرامون انتقال بار مسئولیت تأمین مالی آموزش به خانواده‌ها و افزایش قیمت کالاها و خدمات آموزشی و به طور کلی هزینه‌های خصوصی آموزش، نیازمند آشنایی بیشتر و بهتر با ساز و کار تصمیم‌گیری گروههای

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

گوناگون خانواده‌ها در زمینهٔ تعیین سهم مخارج آموزشی در سبد هزینه خانواده و پیش‌بینی پیامدهای ناشی از تغییر قیمت بر تقاضای آموزش است.

در مقاله حاضر تغییر در تقاضای خانواده‌های شهری برای آموزش عمومی در شرایط تغییر در بردار قیمتهای گروه کالایی مربوطه به تفکیک دهکهای درآمدی، در چارچوب سیستم تقاضا و از طریق برآورد کششهای قیمتی، تحلیل می‌شود. همچنین آموزش عمومی به عنوان خدمات و کالای مصرفی و خصوصی منظور و تلاش شده است به سؤالهای زیر پاسخ داده شود:

۱. آیا تقاضای آموزش عمومی برای همه دهکهای درآمدی خانواده‌های شهری متأثر از قیمت آموزش است؟

۲. آیا اندازه کشش قیمتی آموزش برای دهکهای درآمدی مختلف خانواده‌های شهری با یکدیگر تفاوت دارد؟

الگوی نظری تقاضا برای آموزش

تقاضا برای آموزش مدرسه ای به قیمت کالاها و خدمات آموزشی بستگی دارد. شمار خانواده‌های متقاضی آموزش مدرسه ای در شرایطی که مخارج مربوطه افزایش یابد، کاهش پیدا می‌کند. بر این اساس دولتها برای کاهش هزینه آموزش مدرسه ای و تشویق خانواده‌ها برای فرستادن فرزندان خود به مدرسه برنامه‌هایی مانند تغذیه در مدرسه، توزیع رایگان ملزومات و نوشت افزار، آموزش مدرسه ای جبرانی، رفت و آمد رایگان، مدارس شبانه‌روزی، سازگار ساختن قانون کار کودکان، پرداخت یارانه به خانواده‌هایی که فرزندانشان را در مدرسه ثبت نام کنند و حتی الزام قانونی روی آورده اند.

این مقاله به مطالعه رفتار خانواده‌های متقاضی خدمات آموزش عمومی در شرایط تغییر قیمت آموزش اختصاص دارد. این مهم از طریق برآورد کششهای قیمتی در قالب سیستم تقاضای رتردام فراهم می‌شود. مبنای نظری این پژوهش، نظریه رفتار مصرف کننده در اقتصاد خرد است که در آن تقاضا تابعی از قیمت آموزش و درآمد خانواده است. با فرض ثبات سایر عوامل و با متغیر بودن قیمت یک کالای عادی، نوعی رابطه معکوس یا منفی میان مقدار تقاضا شده از کالا و قیمت هر واحد آن وجود دارد. به این رابطه معکوس، قانون تقاضا اطلاق می شود (دادگر و رحمانی، ۱۳۹۰). بر اساس مبانی نظری، تقاضای آموزش عمومی به قیمت آن بستگی دارد و انتظار می رود شمار خانواده‌ها و میزان تقاضای آنان برای آموزش در شرایطی که هزینه مربوطه(ترکیبی از مخارج مستقیم و خصوصی آموزش، شامل شهریه مدرسه، کتاب، پوشاک و سایر هزینه‌ها) و هزینه‌های

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

غیرمستقیم افزایش یابد، کاهش پیدا کند. بنابراین با فرض ثبات سایر عوامل، هر اندازه قیمت گروه کالایی آموزش عمومی بیشتر شود از تقاضای خصوصی برای آموزش عمومی کاسته خواهد شد. کشش قیمتی تقاضا در واقع درجه پاسخگویی تغییرات تقاضا به تغییرات قیمت است. به بیان دیگر نسبت درصد تغییرات تقاضا به درصد تغییرات قیمت، کشش قیمتی تقاضا را نشان می‌دهد(دادگر و رحمانی، ۱۳۹۰). کشش تقاضا همیشه دارای ارزش منفی است (قدیری اصلی،۱۳۵۶).

در صورتی که با وجود افزایش بسیار زیاد قیمت، تقاضا به مقدار بسیار کمی کاهش یابد، تقاضای مربوطه کاملاً بی کشش (کاملاً غیر حساس) و در صورتی که با افزایش بسیار اندکی در قیمتها، درصد بسیار زیادی کاهش در تقاضا صورت گیرد، وضعیت کاملاً با کشش(کاملاً حساس) به وجود می آید. قابل انتظار خواهد بود که کالاهای ضروری از حساسیت کمتری برخوردار و به‌عکس کالاهای لوکس دارای حساسیت و کشش بالایی باشند. در نتیجه معمولاً حساسیت کالاهای ضروری کمتر از واحد و کشش کالاهای لوکس بیشتر از واحد است (دادگر و رحمانی، ۱۳۹۰). اگر میزان کشش بزرگ‌تر از واحد باشد، تقاضا باکشش، اگر برابر با واحد باشد، دارای کشش واحد و اگر کوچک‌تر از واحد باشد، تقاضا بی‌کشش است(لفت ویچ، ۱۳۸۱). انتظار می‌رود تقاضای آموزش نزد خانواده‌های مرفه شهری بی‌کشش و در خانواده‌های کم درآمد با کشش باشد. در این مقاله تقاضای خصوصی برای آموزش عمومی تابعی از متغیرهای قیمت، درآمد و اقتصادی اجتماعی منظور شده و در چارچوب یک نظام کامل از تقاضا برآورد و تحلیل شده است.

۱. سیستم تقاضای رتردام[1] و کشش قیمتی

پژوهشهای تجربی در زمینه تقاضا تا سال ۱۹۵۴ شکل تک معادله‌ای داشته اند. درحالی‌که روابط اسلاتسکی میان معادلات، قیود بودجه‌ای و همگنی و ... محدودیتهایی را ایجاد می‌کند که باید رعایت و برای این کار معادلات تقاضا به صورت سیستمی برآورد شوند(داوودی و سالم،۱۳۸۵). در نظریه‌های اقتصاد خرد تأکید شده است که تغییر در یک بازار بازارهای دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به همین منظور روشهای برآورد سیستمی معرفی شدند. در چارچوب رویکرد سیستمی، یکی از سیستمهای شناخته شده تقاضا که بر پایه شکل تبعی ویژه ای از توابع مطلوبیت قرار ندارد، سیستم رتردام است که تایل[2] (۱۹۶۵) و بارتن (۱۹۶۶) پیشنهاد کرده اند و در آن از روش دیفرانسیل استفاده شده است. مقادیر تقاضای مصرف کننده از کالا با $q_1,\dots,q_n$ نشان

1. Rotterdom demand system
2. Theil, H.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

داده می‌شود. تابع مطلوبیت فرد مصرف کننده عبارت است از $u(q_1,\ldots,q_n)$ که نشان دهنده رضایت‌مندی مصرف کننده از مصرف کالاها در هر زمان است. هدف مصرف کننده، بیشینه کردن تابع مطلوبیت فوق با توجه به قید بودجه $\sum_{i=`}^{n} p_i q_i = m$ است، که p_1 تا p_n قیمت n کالا و m کل هزینه‌ها است. پس از حل ریاضی فرآیند بیشینه‌سازی مطلوبیت، مقادیر بهینه کالاها در قالب تابعی از قیمتها و درآمد به‌دست می‌آید:

$$q_i^0 = q_i(\overline{m}, p_1,\ldots, p_N) \qquad (۱)$$

که q_i^0 نشان دهنده تابع تقاضای برای کالای iام و $\overline{m}$ بازگو کننده درآمد حقیقی است. اگر از تابع فوق بر حسب لگاریتم متغیرها دیفرانسیل بگیریم، داریم:

$$d(\log q_i) = \frac{d(\log q_i)}{d(\log m)} d(\log \overline{m}) + \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial(\log q_i)}{\partial(\log p_j)} d(\log p_j)$$

اکنون چنانچه طرفین معادله در $w_i = \frac{p_i q_i}{m}$ که سهم کالای i ام در بودجه خانوار است ضرب شود، خواهیم داشت:

$$w_i d(\log q_i) = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m} d(\log \overline{m}) + \sum_{j=1}^{n} \frac{p_i p_j}{m} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} d(\log p_j) \qquad (۲)$$

بر این مبنا صورت خلاصه شده زیر را می‌توان به‌دست آورد:

$$\mu_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m}, \qquad \pi_{ij} = \frac{p_i p_j}{m} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \qquad (۳)$$

که $\mu_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m} = \partial(p_i q_i)/\partial m$ سهم نهایی هزینه‌های i امین کالا است، یعنی با افزایش مخارج کل به میزان یک واحد پولی هزینه‌های صرف شده روی کالای iام برابر با μ_i افزایش خواهد یافت. برای حاصل جمع سهم نهایی مخارج، قید واحد بودن وجود دارد یعنی:

$$\sum_{i=1}^{n} \mu_i = 1 \qquad (۴)$$

رابطه بالا با مشتق گرفتن از طرفین قید بودجه $\sum p_i \cdot q_i = m$ نسبت به درآمد اسمی (m) به‌دست می‌آید. ضرایب قیمتی π_{ij} یک ماتریس $n \times n$ را تشکیل می‌دهند که این ماتریس معادل

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

حاصل‌ضرب مقدار مثبت $\overline{m}$ در ماتریس $p(\partial q/\partial p')\,p$ است.pیک ماتریس قطری از قیمتهای $p_n,\ldots,p_2,p_1$ است که ابعاد آن برابر با $n\times n$ است.

$\lfloor \pi_{ij} \rfloor$ ماتریس منفی نیمه معین از مرتبه $n\text{-}1$ است. (۵)

بنابراین ویژه بودن ماتریس π_{ij} و کاهش مرتبه آن به $n\text{-}1$ ناشی از قید زیر است:

$$\sum_{j=1}^{n}\pi_{ij}=0 \qquad i=1,\ldots,n \tag{۶}$$

رابطه (۶) به طور مستقیم از طریق رابطه (۳) و شروط (۴)، (۵) و (۶) به دست آمده است. با به کارگیری تعاریف (۳) و کاربست آن روی معادله (۲) خواهیم داشت:

$$w_i d(\log q_i)=\mu_i d(\log \overline{m})+\sum \pi_{ij} d(\log p_j) \tag{۷}$$

رابطه (۷) نشان دهنده سیستم تقاضای رتردام در حالت قیمتهای مطلق و درآمد حقیقی است. برای برآورد، از آنجا که داده‌ها فاقد پیوستگی در طول زمان هستند، سیستم را باید به گونه‌ای طراحی کرد تا بتوان آن را بر پایه داده‌های سالانه برازش کرد.

سیستم معادلات تقاضای رتردام را بر حسب داده‌های سالانه به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$w_{it}^{*}Dq_{it}=\mu_i Dq_t+\sum_{j=1}^{n}\pi_{ij}Dp_{it}+\varepsilon_{it} \tag{۸}$$

متغیر وابسته در حالت تغییرات اندک یعنی داده‌های سالانه عبارت اند از:

$$w_{it}^{*}=\frac{w_{i,t-1}+w_{it}}{2} \tag{۹}$$

که خواص متقارن بودن آن برای سال t و$t-1$ و همچنین مساوی یک بودن حاصل جمع برای w_{it}^{*} برقرار می بوده و لذا متغیر وابسته به صورت زیر است:

$$w_{it}^{*}Dq_{it}=\frac{w_{i,t-1}+w_{it}}{2}\log\left(\frac{q_{it}}{q_{i,t-1}}\right) \tag{۱۰}$$

عبارت $\mu_i d(\log \overline{m})$ که حاصل ضرب سهم نهایی هزینه‌ها در تغییرات لگاریتمی درآمد حقیقی به هنگام تغییرات نامحدود است، در شرایطی که معادلات از تغییرات اندک پیروی کنند، عبارت خواهد بود از:

$$Dq_t=\sum_{i=1}^{n}w_{it}^{*}Dq_{it} \tag{۱۱}$$

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

Dq_t عبارت است از حاصل جمع همگی متغیرهای سمت چپ nمعادله تقاضا و همچنین میانگین وزنی از تغییرات لگاریتمی مقادیر nکالاست که وزنها همان w^*است که میانگین سهم هزینه‌ها برای سالهای t و $t-1$است. لذا، Dq_tبه عنوان تغییرات لگاریتمی شاخص مقداری برای همگی nکالا یا برابر تغییرات لگاریتمی درآمد حقیقی تفسیر می‌شود. شاخص قیمت را نیز می‌توان به صورت تغییرات لگاریتمی قیمتها تعریف کرد:

$$Dp_t = \sum_{i=1}^{n} w_{it}^{*} Dp_{it*} \qquad (۱۲)$$

بنابراین سیستم معادلات تقاضای رتردام در حالت تغییرات اندک (داده‌های سالانه) به صورت زیر به دست می‌آید.

$$w_{it}^{*} Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} Dp_{it} + \varepsilon_{it}$$

واپسین عبارت معادله فوق (ε_{it}) جملات اختلال معادلات تقاضاست، که ناشی از اثرات متغیرهای حذف شده از مدل (متغیرهایی به جز قیمتها و درآمد) و خطاهای ناشی از اندازه‌گیری متغیرهاست. فرض می‌شود که ε_{it} دارای میانگین صفر بوده، واریانس- کوواریانس همزمان آنها برای کل دوره زمانی ثابت و دیگر کوواریانسهای آن (غیرهمزمان) برابر با صفر است.

چنانچه طرفین معادلات تقاضا (۸) را روی nکالا جمع ببندیم، به صورت زیر خواهد بود:

$$\sum_{i=1}^{n} w_{it}^{*} Dq_{it} = \sum_{i=1}^{n} \mu_i Dq_t + \sum_{j=1}^{n} Dp_{jt} \sum_{i=1}^{n} \pi_{ij} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{it}$$

و اگر سیستم تقاضای رتردام را در حالت چهار کالایی در نظر بگیریم:

$$\sum_{i=1}^{3} w_{it}^{*} Dq_{it} = \left(\sum_{i=1}^{3} \mu_i \right) Dq_t + \sum_{j=1}^{4} \left(\sum_{j=1}^{3} \pi_{ij} \right) Dp_{it} + \sum_{j=1}^{3} \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

براساس شرط $\sum_{i=1}^{4} \mu_i = 1$، نخستین عبارت سمت راست مساوی $(1-\mu_4) Dq_t$ است و برای ضرایب Dp_{it} با توجه به وجود تقارن داریم:

$$\sum_{i=1}^{3} \pi_{ij} = \sum_{i=1}^{3} \pi_{ji} = -\pi_{j4} = -\pi_{4j}$$

مجموع جملات اختلال برای ۴ کالا مساوی صفر می‌شود. بنابراین می‌توان به صورت زیر نوشت:

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

$$Dq_t - w_{4t}^{*} Dq_{4t} = (1-\mu_4) Dq_t - \sum_{j=1}^{4} \pi_{4j} Dp_{jt} - \varepsilon_{4t} \qquad (۱۴)$$

معادله (۱۴) شکل دیگری از معادله (۱۳) است که با چهارمین معادله تقاضا برابر است. پس معادله آخر ترکیب خطی از معادلات پیش از خود است، بنابراین برای حل دستگاه و برآورد آن لازم است حذف شود.

شمار کل μها و πهای مورد برآورد در حالت n معادله تقاضا (n کالایی) برابر با $n+n^2$است، اما معادله (۱۴) نشان دهنده یک قید خطی میان μها است. لذا جهت برآورد، آخرین معادله (یا یکی از معادلات) را باید حذف کرد. با حذف یکی از معادلات، شمار n پارامتر قیمتی و یک پارامتر درآمدی حذف می شود و نیازی به برآورد آنها نیست.

افزون بر آن رابطه $\sum_{i=1}^{n} \pi_{ij} = 0$ تحت عنوان قید تقارن، سبب کاهش $\frac{1}{2}n(n-1)$ پارامتر می‌شود. بنابراین شمار کل پارامترهای مورد برآورد پس از اعمال دو قید حاصل جمع μها و تقارن به $\frac{1}{2}(n+2)(n-1)$ تنزل می‌یابد.

شاخص قیمتی به کار گرفته شده در این تحقیق شاخص استون است که گزینه پیشنهادی دیتون و مولبائر بوده و در مطالعات تجربی فراوانی از آن استفاده شده است. آنان باور دارند شدت همخطی موجود در میان قیمتها سبب می‌شود تا شاخص قیمت یاد شده جانشین مناسبی برای شاخص حقیقی باشد.

برای محاسبه کشش قیمتی از رابطه زیر استفاده شده است:

$$\varepsilon_{ij} = -1 + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) - \beta_i \qquad (۱۵)$$

این معیار درصد تغییرات تقاضای کالا را به ازای یک درصد تغییر در قیمت همان کالا نشان می‌دهد. علامت کشش قیمتی به دلیل رابطه معکوس تقاضا و قیمت منفی است. اگر قدرمطلق ضریب کوچک‌تر از یک باشد، کالا ضروری و بی‌کشش و اگر بزرگ‌تر از یک باشد به این معنا است که تقاضا برای کالا به اصطلاح با کشش و نسبت به تغییر قیمت حساس است.

۲. استخراج کشش قیمتی در مدل تقاضای رتردام

اگر تابع مطلوبیت جمع‌پذیر باشد:

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

$$\sum \theta_{ij} = \theta_i$$

لذا خواهیم داشت :

$$w_i d\log q_i = \theta_i d\log Q + \phi\theta_i d\log\left(\frac{p_i}{p'}\right) \qquad (۱۶)$$

جمله دوم از عبارت فوق تنها قیمت خود کالای i ام را دربر دارد که با شاخص فریش، تورم زدایی شده است و با برآورد آن کشش قیمتی حاصل می‌شود.

مروری بر ادبیات تحقیق

ترکمانی و دهقانپور (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های مخارج خانوار شهری و روستایی و الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل و روش DMI[1] به بررسی تقاضای مصرفی خانوار شهری و روستایی کشور پرداخته و با برآورد کششهای قیمتی نشان داده اند که در سال ۱۳۸۳ و مناطق شهری، تقاضا برای گروه تفریح، تحصیل و مطالعه بی کشش است.

محمدی و نوروزی(۱۳۸۹) با برآورد کششهای قیمتی تقاضا برای خدمات آموزشی‌عنوان کرده اند که علامت مربوطه مطابق انتظار منفی و اندازه کشش قیمتی مربوطه برابر با ۱/۰۴ و تقاضا با کشش بوده است.

فلاحی، محمدزاده و حکمتی فرید(۱۳۹۲)، با استفاده ازداده‌های هزینه ای ۸ گروه کالایی خانوارهای شهری طی سالهای ۱۳۷۳-۱۳۶۸ و سیستم مخارج خطی، کشش قیمتی را برآورد کرده و نشان داده اند که گروه سرگرمیها و تحصیل و تمامی گروههای کالایی، دارای کشش قیمتی خودی کمتر از یک بوده و تمامی کششهای متقاطع دارای علامت منفی هستند.

انصاری(۱۳۹۲) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل و داده‌های بودجه در سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶، کششهای قیمتی آموزش به تفکیک گروههای پنجگانه خانوارهای شهری را برآورد و معلوم کرد که تقاضای خصوصی خانوارهای کم درآمد نسبت به تغییر قیمت آموزش حساس و برای طبقه با درآمد متوسط کمتر حساس و برای طبقات متوسط به بالا تقریباً بی کشش است.

هوئناک[2] (۱۹۶۷) با استفاده از داده‌های مقطعی برای ایالت کالیفرنیا، تقاضا برای آموزش در دانشگاه کالیفرنیا را بررسی و کشش قیمتی را به میزان ۰٫۸۵ برآورد کرد.

فانک[3](۱۹۷۲) با استفاده از داده‌های ۱۹۵۹-۱۹۷۰ ایالات متحده آمریکا، کشش قیمت را برای مؤسسات آموزش عالی خصوصی برآورد کرد و نشان داد که در دوره یادشده تقاضا بی کشش بوده

1. Deaton-Muellbour Iterative Method
2. Hoenack
3. Funk

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

است، بنابراین افزایش شهریه سبب افزایش درآمد مؤسسات می‌شود. در دوره ۱۹۶۸ تا ۱۹۷۰، با وجود کاهش شمار ثبت نامها درآمد ناشی از شهریه افزایش یافته و محقق پیش بینی کرده است که با استمرار الگوی ثبت نام، اندازه ضریب بالاتر از یک بوده است و درآمد ناشی از شهریه کاهش خواهد یافت.

مور، استادنموند و اسلوبکو[1] (۱۹۹۱) اثر ارائه کمک مالی به دانشجویان را بر میزان احتمال ثبت نام بررسی و کشش قیمتی را با توجه به هزینه خالص ثبت نام ۰,۷۲ برآورد کردند.

ساساکی[2] (۱۹۹۶) از سیستم دیتون و مولبائر و داده‌های سری زمانی بودجه خانوار ژاپن برای ۱۶ گروه کالایی و از آن جمله آموزش استفاده کرده و نشان داده که کشش قیمتی مربوطه بی‌کشش (۰,۸۳۸-) است.

هلر[3] (۱۹۹۷) دریافت که دانشجویان رنگین پوست حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات شهریه در مقایسه با دانشجویان سفید پوست دارند.

تامپسون و زومتا[4] (۲۰۰۱) نشان دادند که سیاستهای دولت در زمینه تقویت تقاضا برای آموزش عالی با توجه به ظرفیت محدود بخش دولتی باید از علایم قیمتی(کمکهای ارائه شده به دانشجویان و دریافت شهریه برای مؤسسات آموزشی دولتی) به منظور تشویق دانشجویان به استفاده از آموزش عالی خصوصی و فهم اینکه خدمات مؤسسات خصوصی می‌تواند نیازهای آنان را در حد مؤسسات دولتی و یا بهتر پوشش دهد، استفاده کنند.

نیلسن[5] (۲۰۰۱) برای بررسی عوامل مؤثر بر ثبت‌نام در مدرسه، از داده‌های دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ کشورهای کمتر توسعه یافته استفاده کرده و نشان داده است که کاهش مخارج مدرسه به ویژه هزینه ایاب و ذهاب بر افزایش ثبت‌نام تأثیری معنادار دارد.

نوربخش و کالب[6] (۲۰۰۲) دریافتند که تقاضای دانشجویان غیر مقیم برای تحصیل، نسبت به عوامل شهریه و درآمد در مقایسه با دانشجویان مقیم حساس تر است. همچنین تقاضای دانشجویان سال اول نسبت به تغییر قیمتها بی‌کشش تر است.

هاکسبی و اوری[7] (۲۰۰۴) با داده‌های برگرفته از یک نمونه ۳۲۰۰ نفری برآورد کردند که ۱۰۰۰ دلار افزایش در شهریه، احتمال ثبت نام دانشجو را تا حدود ۲ درصد کاهش خواهد داد.

1. Moore, Studenmund & Slobko
2. Sasaki
3. Heller
4. Thompson & Zumeta
5. Nielsen
6. Noorbakhsh & Culp
7. Hoxby & Avery

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

باس، پارکر و ریونبرگ[1] (۲۰۰۴) از داده‌های مقطعی برای برآورد توابع تقاضا استفاده و تقاضای دانشجویانی که شهریه خود را بدون استفاده از کمک و به طور کامل پرداخت می‌کردند از دانشجویانی که برای پرداخت شهریه از کمک مالی بهره مند می‌شدند را به صورتی جداگانه برآورد کردند. کشش قیمتی برای گروه اول به میزان ۰,۷۶ برآوردشد.

چو و شن[2] (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های مربوط به سالهای ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۲ ایالات چین، کششهای قیمتی برای آموزش را به میزان ۰,۲۷۵۶ برای دوره ابتدایی و ۰,۳۰۷۹ برای دوره متوسطه برآورد کردند. بنابراین آموزش ابتدایی و متوسطه کالای ضروری محسوب می‌شوند.

هکمن[3] (۲۰۰۵) به موضوع سرمایه گذاری انسانی در چین پرداخته و عنوان کرده است که اختصاص وجوه خصوصی برای آموزش در قالب شهریه باید تشویق شود تا به مثابه مکملی برای منابع دولتی استفاده شود. البته باید از دلسرد شدن دانش آموزان متعلق به خانواده‌های فقیر برای حضور در مدارس پیشگیری شود.

لی[4](۲۰۱۳) در چارچوب تحلیلی اقتصاد خرد، عوامل فزونی نرخ شهریه در مقایسه با نرخ رشد قیمت مسکن و متوسط دستمزد سالانه را مطالعه کرد. رشد اندک بهره وری، افزایش چشمگیر حقوق اساتید و عدم پوشش تقاضای تحصیل از سوی عرضه کنندگان در افزایش قیمت آموزش مؤثر بوده و مهم‌ترین پیشنهاد محقق برای بهبود سطح بهره وری، استفاده از آموزش راه دور است.

بندار و گیچوا[5] (۲۰۱۳) با تمرکز روی موضوع تأثیر مالیات و سیاستهای آموزشی دولت بر ثبت‌نام و نرخ ماندگاری، بر دسترسی کارفرمایان به معافیتهای مالیاتی برای ایجاد امکان تحصیل کارگران تأکید کردند.

جانگ، هال و روآدس[6] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های سالهای ۲۰۰۱، ۲۰۰۴ و ۲۰۰۸، ایالات متحده آمریکا دریافتند که یک دانشجوی جوان که از طریق والدینش به بیمه خدمات درمانی دسترسی داشته باشد، در قیاس با دانشجویی که بیمه نیست، به میزان ۲۲٪ اقبال بیشتری دارد تا به عنوان یک دانشجوی تمام وقت ثبت نام کند. اثر یاد شده بر دانشجویان مسن تر (۲۱ و ۲۳) بزرگ‌تر است.

1. Buss, Parker & Rivenburg
2. Chow & Shen
3. Heckman
4. Li
5. Bendar & Gicheva
6. Jung, Hall & Rhoads

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

لانگلت و همکاران[1](۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ۱۶۱ دانشجوی دانشگاه ایالات داکوتا نشان دادند که عوامل شهریه، میزان فاصله از منزل، دسترسی به عوامل عمده و روابط خانواده و دوستان با دانشگاه، آثار معناداری بر تصمیم دانشجو برای حضور در دانشگاه یاد شده دارد. یافته ها نشان دادند که تقاضا در نقطه شهریه ۹۰۰۰ دلاری، با کشش است.

در داخل کشور، پژوهش تجربی که بر موضوع تقاضای خصوصی آموزش عمومی تمرکز داشته و کششهای قیمتی را برآورد کرده باشد،کم شمار است. همچنین روشن شد که کاستی اغلب پژوهشها، تبیین توابع تقاضا به گونه ای است که در آنها آموزش جدای از کالاهای دیگر و با تک معادله برآورد شده است که مبتنی بر فرض ضمنی و غیر واقعی استقلال تابع مطلوبیت و تقاضای آموزش از دیگر کالاها و به معنای نبود بستگی میان اختصاص منابع به آموزش عمومی از سوی خانواده با تصمیم‌گیری پیرامون دیگر کالاها و خدمات است. علاوه بر این تصریح جبری دلخواه شکل تابع تقاضا برای آموزش به منزله تحمیل قیدهای غیر ضروری بر ساختار تقاضا هستند. بنابراین در مقاله حاضر تقاضا برای آموزش در قالب یک نظام کامل تقاضا که ترجیحات تفکیک ناپذیر و ناهمگن را لحاظ می‌کند، تحلیل می‌شود. به علاوه آموزش به منزلهٔ یک کالای خصوصی مطالعه و با استفاده از داده‌های سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱، کششهای قیمتی در قالب رویکرد سیستمی تقاضای رتردام، برآورد وتغییر در تقاضای خانواده‌های شهری برای آموزش عمومی در ایران که ناشی از تغییر قیمت آموزش عمومی است، بررسی می‌شود. آموزش نیز به آموزش عمومی منحصر شده و خانواده‌ها در قالب دهکهای درآمدی گروهبندی شده اند.

الگوی تجربی

داده‌های پژوهش

این مقاله گزارش پژوهشی است که به تبیین رفتار خانواده‌های شهری در زمینه تعیین سهم آموزش عمومی در سبد هزینه خانواده اختصاص دارد. داده‌های پژوهش از دو بعد زمان و واحدهای مقطعی برخوردارند. از یک طرف به واحد خانواده و از طرف دیگر به یکی از سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ بستگی دارند. داده‌های مورد نیاز از اطلاعات خام بودجه خانوار که مرکز آمار گردآوری می‌کند، فراهم آمده است. جامعه آماری طرح تمامی خانواده‌های معمولی ساکن در نقاط شهری را در بر می گیرد. براساس نمودار شماره ۱، مجموعه کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری در مرحله اول به دو گروه کالایی "خوراکیها و آشامیدنیها و دخانیات" و "غیرخوراکیها" تقسیم می‌شود. "آموزش و تحصیل" در گروه "غیرخوراکیها" قرار دارد که هزینه‌های آموزش در

1. Langelett et al.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

دوره‌های ابتدایی و پیش دبستانی، راهنمایی و دبیرستان، پیش دانشگاهی و تقویتی اعم از دولتی و خصوصی و اطلاعات مکمل یعنی "هزینه‌های آموزش و تحصیل خانوار" که "هزینه آموزشهای سطح بندی نشده، کتابهای درسی و لوازم التحریر و رسم" را در بر می گیرد. در این مطالعه علاوه بر اطلاعات مربوط به هزینه‌ها (اعم از خوراکی و غیرخوراکی) از داده‌های مرتبط با خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار (از قبیل سن، جنس، وضع سواد، وضع فعالیت و مدرک تحصیلی) و مشخصات محل سکونت خانوار (مانند نحوه تصرف محل سکونت، دسترسی به رایانه در منزل و استان محل سکونت) نیز استفاده شده است. با توجه به هدف مطالعه، سطح جمعی سازی با تجزیه گروه کالاهای غیرخوراکی به گونه ای متناسب با موضوع مطالعه، تعیین شده است. به دلیل وجود نگرش سیستمی نسبت به رفتار مصرف کنندگان و لزوم توجه به همگی اقلام مصرفی، در این مقاله سبد مصرفی خانواده به چهار زیر گروه آموزش، خوراکی، مسکن و سایر کالاها و خدمات تقسیم شده است که مطالعه رفتار خانواده‌ها در سطوح مختلف هزینه‌ای را ممکن می‌سازد. علاوه بر هدف مطالعه که تحلیل تقاضای خانواده‌ها برای آموزش است، مهم‌ترین دلیل برای تقسیم‌بندی گروههای کالایی، سهم عمده دو گروه کالایی خوراکی و مسکن در سبد هزینه خانواده‌های شهری است.

از آنجا که این مطالعه متمرکز بر مفهوم خانواده است، برای نزدیک شدن داده‌های آماری مربوط به مفهوم خانواده، داده‌ها تعدیل شدند. برای نمونه شمار خانوارهای تک نفری حذف شدند تا داده ها با معنای خانواده سازگارتر شوند. تعدیل یاد شده به اقتضای مبانی نظری و اصل کسب مطلوبیت اعضای خانواده از مصرف دیگر اعضای خانواده صورت گرفته است. همچنین به دلیل کاستیهای مرتبط با نحوه گردآوری اطلاعات درآمد خانوار و ثبات بیشتر هزینه‌ها، از اطلاعات مخارج مصرفی خانواده‌ها برای متغیر درآمد استفاده شده است.

برای داده‌های قیمت از متوسط شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI) طی سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ استفاده شده است که اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به تفکیک استانها گردآوری می‌کند. داده‌های مربوط به قیمت آموزش نیز برگرفته از شاخصهای زیرگروه تحصیل بانک مرکزی است که شامل اقلام نوشت‌افزار، کیف مدرسه، کتاب درسی، شهریه مدارس دولتی و شهریه کلاس تقویتی می‌شود و به تفکیک استانهای کشور گردآوری شده است.

در این مقاله برای بررسی هر چه بهتر رفتار مصرفی خانواده‌ها از اطلاعات خام بودجه خانوار که به کارگیری آن سبب می‌شود تا کوچک‌ترین واحد مصرفی یعنی خانوار، هدف مطالعه قرار گیرد بهره‌گیری و برای تنظیم حجم گسترده اطلاعات برنامه نرم‌افزاری تدوین شده است.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

نمودار شماره۱. تقسیم‌بندی کالاهای سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران درقالب طرح آمارگیری بودجه خانوار مرکز آمار ایران

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

همان طور که ذکر شد داده‌ها در این مطالعه از نوع ترکیبی و دارای دو بعد زمان و مقطع است که با کنار هم قراردادن واحدهای مقطعی متفاوت، در سالهای مختلف فراهم شده است. در شرایطی که شمار مشاهدات در قالب سری زمانی نسبتاً کم ولی تعداد مشاهدات مقطعی زیاد باشد، به ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی توسل جسته می‌شود. داده‌های یک واحد مقطعی برای n سال در کنار هم قرار گرفته و این عمل برای واحدهای مقطعی دیگر تکرار می‌شود و به آن "داده های ادغام شده" گفته می‌شود (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۰). داده های ادغام شده یعنی سری زمانی و مقطعی یک کاسه استفاده شده است (کمنتا، ۱۳۷۲).

از آنجا که هنگام تغییر قیمتها، با کنشها و واکنشهای متفاوتی از سوی خانواده‌های خواستار خدمات آموزشی روبه‌رو هستیم، تحلیل پیامدهای تغییر قیمت در سطح بالایی از جمعی سازی نمی‌تواند اطلاعات دقیق و مفیدی را برای سیاست‌گذاری فراهم کند. بنابراین در این مطالعه مشاهدات نمونه در قالب دهکهای درآمدی گروهبندی شده است. گروهبندی بر پایه این منطق انجام می‌شود که تفاوتهای میان خانواده‌ها در زمینه تقاضای کالاها و خدمات آموزش عمومی با متغیر درآمد توضیح داده شده است، از این رو با ساختن دامنه‌های مشخص درآمدی خانوارها گروهبندی شدند. علاوه بر این، واقعیت در زمینه کالاها و خدمات آن است که در بعضی سطوح درآمدی رفتار مصرفی دچار تغییر می‌شود و به عبارت دیگر جهت منحنی انگل تغییر می‌یابد. روش جذب اثر مذکور و بازتاب آن بر ضرایب، برازش سیستم تقاضا در دامنه محدود درآمدی است که از طریق گروهبندی خانواده‌ها و در محدوده‌های مختلف درآمدی ممکن می‌شود. در این راستا خانواده‌های ساکن در مناطق شهری کشور در قالب ده گروه درآمدی(دهکها) گروهبندی شده اند و برخی اطلاعات مربوطه در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. ترکیب سهم انواع مخارج در سبد هزینه خانواده‌های شهری متعلق به طبقات پنجگانه طی‌سالهای۱۳۸۶تا۱۳۹۱

نسبت (درصد) / دهک	هزینه آموزشی	هزینه خوراکی	هزینه پوشاک	هزینه مسکن	هزینه بهداشتی	هزینه سایر کالاها و خدمات
اول	۳,۱	۲۸	۲,۷	۳۱,۳	۴,۹۵	۲۹,۹۵
دوم	۴,۲	۲۵,۴	۲,۹	۲۴,۶	۵,۸	۳۷,۱
سوم	۵	۱۸,۹	۳,۳	۱۹,۵	۴,۴	۴۸,۹
چهارم	۶,۴	۱۵,۳	۲,۶	۱۴,۷	۳,۲	۵۷,۸
پنجم	۸,۳	۱۰,۸	۲,۲	۱۱,۷	۲,۲	۶۴/۸
ششم	۹,۱	۸,۴	۱,۹۵	۸,۳	۱,۸	۷۰,۴۵
هفتم	۱۰,۲	۶	۱,۶	۶	۱/۴	۷۴/۸

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

نسبت (درصد) دهک	هزینه آموزشی	هزینه خوراکی	هزینه پوشاک	هزینه مسکن	هزینه بهداشتی	هزینه سایر کالاها و خدمات
هشتم	۸,۵	۴,۷	۱,۳	۴,۸	۱,۲	۷۹,۵
نهم	۷,۷	۳,۱	۰,۹۶	۳,۲	۰,۹	۸۴,۱۴
دهم	۶,۹	۱,۹	۰,۸۴	۲,۴	۰,۸	۸۷,۱۶

مأخذ: محاسبه نگارنده

اطلاعات جدول ۱ نشان می‌دهد که به طور متوسط سهم هزینه‌های آموزش عمومی خانواده‌های متعلق به دهکهای اول تا هفتم به طور متوسط با روندی فزاینده به ترتیب از ۳,۱ درصد برای دهک اول به ۱۰,۲ درصد برای دهک دهم افزایش یافته ولی پس از آن با روندی کاهنده برای دهک دهم به ۶,۹ درصد کاهش یافته است.

جدول ۲. متوسط مخارج آموزشی خانواده‌های نمونه به تفکیک طبقات پنجگانه طی سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱

دهک شاخصها	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم	هفتم	هشتم	نهم	دهم
سهم هزینه آموزشی هر طبقه از مجموع هزینه آموزش تمامی طبقات (درصد)	۰,۴	۰,۸	۱,۲	۱,۸	۳,۴	۵,۳	۱۱,۶	۱۸,۲	۲۷,۱	۳۰,۲

ماخذ: محاسبه نگارنده بر اساس داده‌های بودجه خانوارهای طبقه بندی شده

سهم مخارج آموزشی دهکهای درآمدی از کل مخارج آموزش خصوصی خانواده‌های شهری بر وجود نابرابری قابل ملاحظه‌ای دلالت دارد. دهک اول (کم درآمدترین) ، تنها ۰/۴ درصد از مجموع مخارج خصوصی آموزشی را به خود اختصاص داده و در برابر، خانواده‌های متعلق به دهک دهم (بالاترین سطح درآمدی)، ۳۰,۲ درصد از کل مخارج خصوصی آموزش عمومی را به مصرف رسانده اند. خانواده‌های متعلق به چهار دهک بالا (بالاتر از ششم)، نزدیک به ۸۷,۱ درصد از مجموع مخارج خصوصی آموزش را بر عهده دارند. ملاحظه می‌شود که میزان مخارج خصوصی آموزش خانواده‌های شهری با افزایش رتبهٔ طبقات، فزونی یافته و خانواده‌های دهک دهم به طور متوسط ۷۵ برابر خانواده‌های دهک اول، ۳۸ برابر دهک دوم، ۲۵ برابر دهک سوم و ۱۷ برابر دهک چهارم، ۹ برابر دهک پنجم،۵,۷ برابر دهک ششم، ۲,۶ برابر دهک هفتم، ۱,۶ برابر دهک هشتم و ۱,۱ برابر دهک نهم برای آموزش هزینه می‌کنند. مجموعه شاخصها نشان می‌دهند که سهم مخارج خصوصی آموزش خانواده‌های دهکهای اول تا ششم نسبت به چهار دهک بالا اندک بوده است و عمدتاً از خدمات آموزشی دولتی استفاده می‌کنند.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

روش تحقیق و تجزیه و تحلیل داده‌ها

برآورد مقید سیستم تقاضای رتردام

پیش از برآورد مدل آزمونهای آماری لازم انجام می‌شوند که نتایج به صورت زیر گزارش می‌شود.

روش برآورد: ترکیب داده‌های مقطعی و عنصر زمان، داده‌هایی را ایجاد می‌کند که از یک سو، اطلاعات از طریق داده‌ها منتقل می‌شود و از سوی دیگر، با ایجاد تفاوت در میان مقاطع گوناگون، هزینه تجمیع[1] کاهش می‌یابد. الگوهایی که در آنها به ازای هر یک از مقاطع، مشاهداتی در طول دوره زمانی وجود دارند، الگوهای ترکیبی نامیده می‌شوند. ضرایب الگو باید به گونه ای برآورد شود که جمله اختلال در هر دوره زمانی، با متغیرهای توضیحی همان دوره زمانی هم بسته نباشد. دلیل اصلی بهره‌گیری از مدل مبتنی بر داده‌های ترکیبی رفع مسئله مربوط به اثر غیرقابل مشاهده[2] است که با اینکه وجود دارد اما به روشنی قابل تبیین نیست. با وجود متغیرهای حذف شده و مشروط به برقراری چند فرض، در چارچوب مدلهای ترکیبی به برآوردهای سازگاری از ضرایب الگو می‌توان دست یافت. چارچوب اصلی مدلهایی با داده‌های ترکیبی به شکل زیر است:

$$y_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \cdots + \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$
$$t = 1,2,\cdots,T \qquad i = 1,2,\cdots,N$$

اندیس iبرای خانواده‌ها (مقاطع: N) و اندیس t برای زمان (سال: T) در نظر گرفته شده است. اندیس k نیز تعداد متغیرهای توضیح دهنده را نشان می دهد. ε_{it}، جمله اختلال معادله است. مؤلفه خطا به صورت $v_{it} = \mu_i + \epsilon_{it}$ تعریف می‌شود که در آن μ_i اثر ویژه و غیر قابل مشاهده فرد i و ϵ_{it} نشان دهنده اثر عوامل دیگر است. اگر فرض شودμ_i مقداری ثابت است، «مدل عوامل ثابت» و روش «حداقل مربعات معمولی»[3]، برای برآورد مناسب است. اگر μ_i یک متغیر تصادفی باشد، «مدل عوامل تصادفی»[4] و روش «حداقل مربعات عمومی»[5] برای برآورد مناسب است. هاسمن (۱۹۸۷) برای تعیین ثابت یا تصادفی بودن مدل آزمونی را پیشنهاد کرده است(خسروی نژاد و دیگران، ۱۳۹۲).

1. Aggregation
2. Unobserved Effect
3. Ordinary Least Squares (OLS)
4. Random Effect Model (RE)
5. General Least Squares (GLS)

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

آزمون ایستایی متغیرها: در الگوهای مقطعی که زمان نقشی ندارد، بررسی سکون متغیرهای مدل لازم نیست. با این وجود پایایی و هم جمعی[1] علاوه بر سریهای زمانی در الگوهای ترکیبی نیز می‌تواند بررسی شود. دراین زمینه می‌توان به مطالعه هادری[2] (۲۰۰۰) اشاره کرد(داوودی و سالم،۱۳۸۵). بنابراین پیش از برآورد ضرایب، ایستایی متغیرها بررسی شد. فرض صفر در این آزمون نشان از نامانایی میان متغیرهای توضیحی داشت. نتایج آزمون نشان داد که متغیرهای مدل پایا هستند.

آزمون هم انباشتگی پانل دیتا: مفهوم اقتصادی هم انباشتگی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سریهای زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه ای که تفاضل میان آنها با ثبات باشد(نوفرستی، ۱۳۷۸). به بیان دیگر هم انباشتگی به این معناست که با وجود غیر ایستا بودن اکثر سریهای زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی، در بلندمدت ممکن است یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره ایستا و بدون روند باشد. با استفاده از تجزیه و تحلیلهای هم جمعی این روند بلند مدت کشف می‌شود. به عبارت دیگر، در صورت صحیح بودن یک نظریه اقتصادی و ارتباط مجموعه ای از این متغیرها، انتظار می‌رود ترکیبی از متغیرها در بلند مدت، ایستا و بدون روند باشند (ابریشمی، ۱۳۸۱). به منظور آزمون هم جمعی داده‌های ترکیبی، کائو[3] (۱۹۹۹) پس از برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرها،از آماره‌های زیر استفاده کرد:

$$DF_{\gamma} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\gamma} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}}$$

$$DF_{t} = \sqrt{1.25t_{\gamma} + \sqrt{1.875N}}$$

همچنین کائو (۱۹۹۹) آزمون هم‌جمعی تعمیم یافته دیکی–فولر را با فرض همگنی بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع ، به شکل رابطه زیر ارائه کرد:

$$\hat{e}_{it} = \gamma \hat{e}_{it+1} + \sum_{j=1}^{p} J_j \Delta\, \hat{e}_{i,t-j} + v_{i,tp}$$

1. Cointegration
2. Hadri
3. Kao

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

در رابطه فوق $\hat{e}_{it}$ خطای تخمین رابطه بلند مدت با روش داده‌های ترکیبی و p تعداد وقفه‌ها در آزمون ADF است که اندازه آن به رفع خود همبستگی میان اجزای خطا بستگی دارد. همچنین I_j ضریب متغیر تفاضل وقفه‌های آزمون و $\vartheta_{i,tp}$ خطای معادله برآوردی است. به عبارت دیگر، در این آزمون مانند آزمونهای DF_γ و DF_t پس از برآورد رابطه بلندمدت، خطای برآورد محاسبه و سپس با استفاده از رابطه فوق آزمون ADF انجام می‌شود. فرضیات این آزمون هم مانند آزمونهای DF_γ و DF_t و آماره آزمون دارای توزیع t استاندارد است (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۴). در این مطالعه برای آزمون هم انباشتگی میان متغیرها از آزمون کائو استفاده شده است که نتایج آزمون برای دهکهای مختلف نشان از هم انباشتگی میان متغیرها دارد.

آزمون لیمر: پیش از برآورد لازم است تا مدل مناسب مشخص شود. برای انتخاب میان روشهای مدل رگرسیونی ادغام شده (پولینگ[1])و تابلویی (پانل[2]) از آزمون **F** لیمر[3و4] استفاده می‌شود. آزمون یاد شده مشخص می‌کند که آیا ضریب تعیین رگرسیون با اثرهای ثابت به صورت معناداری بزرگ‌تر از ضریب تعیین مدل رگرسیونی ادغام شده (پولینگ) است یا خیر؟ اگر روش مدل رگرسیونی تابلویی بر اساس آزمون مذکور تأیید شود، از آنجا که برای برآورد مدل رگرسیونی تابلویی دو روش متفاوت اثر ثابت[5] و اثر تصادفی[6] وجود دارد، لازم است با استفاده از آزمون هاسمن[7] روش مناسب برای برآورد مدل رگرسیون پانل مشخص شود. در آزمون لیمر (**F**)، فرضیه **H_0** مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها و فرضیه **H_1** (ناهمسانی عرض از مبدأها)،آزمون می‌شود (داوودی و سالم، ۱۳۸۵).

با انجام دادن آزمون و توجه به آماره F، فرض H_0 رد شد، بنابراین همگن بودن مقاطع نیز رد شد. در نتیجه لازم است از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد.

آزمون هاسمن(برای تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوتهای واحدهای مقطعی): آزمونی که هاسمن برای انتخاب میان مدلهای اثر تصادفی و اثر ثابت پیشنهاد می‌کند، بر این مبنا استوار است که اگر اثر فردی ثابت باشد، برآوردگرهای اثر ثابت و اثر تصادفی متفاوت از یکدیگرند. در

1. Pool
2. Panel
3. Leamer Test

۴. در برخی مطالعات از این آزمون با عنوان آزمون چاو (Chaow) نیز یاد می‌شود.

5. Fixed Effect
6. Random Effect
7. Hausman Test

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

این مطالعه برای انتخاب الگوی "اثر ثابت" در برابر الگوی "اثر متغیر (تصادفی)" از آزمون هاسمن استفاده شده است. براساس این الگو، اثر ثابت و تصادفی برآورد و سپس ضرایب به دست آمده مقایسه می‌شود. فرضیه صفر در آزمون هاسمن عبارت است از اینکه ضرایب برآورد شده از سوی برآورد کننده اثرتصادفی با ضرایب حاصل از برآورد کننده اثر ثابت یکسان است (داوودی و سالم، ۱۳۸۵). با توجه به آماره χ^2، فرض $\mathbf{H_0}$ رد شده و لذا برای برآورد مدل از روش اثر ثابت استفاده می‌شود.

جدول ۳ . آزمون لیمر و هاسمن

دهک	آماره F	احتمال فرضیه صفر (آزمون لمیر)	آماره λ^2	احتمال فرضیه صفر (آزمون هاسمن)
اول	۱۸,۳۶	۰,۰۰۰۰	۱۳۱۴۵۶,۴۱	۰,۰۰۰۰
دوم	۷۸,۳۶	۰,۰۰۰۰	۱۴۲۳۷۱,۲۵	۰,۰۰۰۰
سوم	۱۳۵,۳۷	۰,۰۰۰۰	۳۷۴۳۲۴,۴۵	۰,۰۰۰۰
چهارم	۷,۴۳	۰,۰۰۰۰	۶۱۳۴,۲۵	۰,۰۰۰۰
پنجم	۴,۷۳	۰,۰۰۰۰	۵۲۱۷,۳۴	۰,۰۰۰۰
ششم	۴,۴۵۲	۰,۰۰۰۰	۳۵۷۴,۳۲	۰,۰۰۰۰
هفتم	۴,۳۶۷	۰,۰۰۰۰	۶۰۸,۴۲	۰,۰۰۰۰
هشتم	۴,۴۳۱	۰,۰۰۰۰	۳۲۴,۴۸	۰,۰۰۰۰
نهم	۴,۱۵۶	۰,۰۰۰۰	۱۰۳,۳۸	۰,۰۰۰۰
دهم	۴,۲۷۶	۰,۰۰۰۰	۴۰۸۶,۲۴۳	۰,۰۰۰۰

مأخذ: برآورد نگارنده

پس از آزمونهای آماری، معادلات سیستم تقاضای رتردام برای هریک از دهکهای خانواده‌ها برآورد شد. خانواده‌های تک نفری یا خانواده‌هایی که در ترکیب خود عضو دانش‌آموز یا دانشجو نداشتند از مجموعه داده‌ها حذف و مقادیر صفر برای مخارج آموزش عمومی خانواده‌هایی که در ترکیب خود عضو شاغل به تحصیل داشتند، اما به هر دلیل مبلغی را برای مخارج آموزشی خود گزارش نکرده بودند لحاظ شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که ضرایب برای همگی دهکها معنادار هستند. به علاوه همگی علایم ضرایب منفی و با قانون تقاضا و نظریه رفتار مصرف کننده سازگار بوده، بنابراین می‌توان عنوان کرد که مدل پژوهش به گونه ای مناسب رفتار خانواده‌ها را تبیین کرده است.

از ضرایب برآورد شده در قالب سیستم تقاضای رتردام برای برآورد کششهای قیمتی تقاضا جهت آموزش عمومی استفاده شده است که به تفکیک طبقات خانواده‌ها ارائه می‌شود (جدول شماره ۴).

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

جدول ۴. محاسبه کشش قیمتی تقاضا برای آموزش عمومی به تفکیک دهکهای مختلف هزینه کشور (۱۳۹۱-۱۳۸۶)

دهک	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم	هفتم	هشتم	نهم	دهم
کشش قیمتی	۲,۶۳	۲,۲۲	۲,۱۴	۱,۹۳	۱,۲۴	۱,۱۶	۰,۶۱	۰,۸۳	۰,۳۵	۰,۲۱

مأخذ: محاسبه نگارنده

برآورد ضرایب کششهای قیمتی نشان داد که علایم مربوطه همگی منفی و با قانون تقاضا سازگار است. ضرایب برآوردی برای کششهای قیمتی نشان می‌دهند که تقاضای خانواده‌های متعلق به دهکهای اول (۲,۶۳)، دوم (۲,۲۲)، سوم (۲,۱۴)، چهارم (۱,۹۳)، پنجم (۱,۲۴) و ششم (۱,۱۶) برای گروه کالایی آموزش با کشش (بزرگ‌تر از واحد) و تقاضای خانواده‌های دهکهای هفتم (۰/۶۱)، هشتم (۰,۸۳)، نهم(۰,۳۵) و دهم (۰,۲۱) بی کشش (کمتر از واحد) است. به بیانی دیگر، یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت آموزش به کاهش (افزایش) تقاضای خانواده‌های دهکهای اول تا ششم به میزانی بیش از یک درصد و برای خانواده‌های دهکهای هفتم (۰/۶۱)، هشتم (۰,۸۳)، نهم (۰,۳۵) و دهم (۰,۲۱) به میزانی کمتر از یک درصد منجر می‌شود. اندازه کشش قیمتی مربوط به گروه کالایی آموزش عمومی نشان می‌دهد که از حساسیت تقاضای خانواده‌ها نسبت به تغییر قیمت آموزش عمومی با فزونی رتبه دهکهای درآمدی به ترتیب و با روندی کاهنده (به جز دهک هشتم) کاسته شده است. برای نمونه اندازه ضریب کشش قیمتی (قدر مطلق) از ۲,۶۳ برای دهک اول به ۰,۲۱ جهت دهک دهم کاهش یافته است. بر این پایه حساسیت تقاضای خانواده‌های دهک دهم درآمدی نسبت به تغییر قیمت آموزش عمومی در قیاس با دهکهای پیشین، کمترین و حساسیت دهک نخست نسبت به دهکهای پسین بیشترین است. یک درصد افزایش (کاهش) قیمت آموزش عمومی سبب کاهش (افزایش) تقاضای خانواده‌های دهک دهم تنها به میزان ۰,۲۱ درصد و در برابر یک درصد افزایش (کاهش) قیمت آموزش عمومی سبب کاهش (افزایش) تقاضای خانواده‌های دهک اول به میزان ۲,۶۳ درصد می‌شود.

از آنجا که تقاضای خانواده‌های کم درآمد شهری برای آموزش عمومی با کشش و برای خانواده‌های مرفه شهری بی‌کشش است، اثر انتقال مسئولیت تأمین مالی آموزش عمومی از دولت به خانواده‌ها که عمدتاً به منظور رویارویی با کسری اعتبارات دولتی صورت می‌گیرد، از طریق افزایش قیمت به خانواده‌ها منتقل و به کاهش قابل توجه تقاضای طبقات کم درآمد و متوسط (دهکهای اول تا ششم) برای آموزش منجر خواهد شد، اما در تقاضای خانواده‌های مرفه تر (هفتم تا دهم) تأثیر به مراتب کمتری خواهد داشت.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

نتیجه‌گیری

دولت در قبال کسب اطمینان از برخورداری شهروندان از فرصتهای آموزشی، مسئول است و تدارک آموزش مدرسه‌ای در سطحی فراتر از قیمتهایی که والدین (یا دانش‌آموزان) به پرداخت آن توانایی یا تمایل دارند، از مهم‌ترین موانع افزایش ثبت نام در تمامی سطوح نظام آموزشی به شمار می رود.

میزان تقاضا و شمار خانواده‌های متقاضی آموزش عمومی به قیمت و عرضه خدمات آموزشی مدارس و شدت تقاضای خانواده بستگی دارد و در شرایطی که مخارج مربوطه افزایش پیدا کند، انتظار می‌رود تقاضا کاهش یابد.افزایش قیمت آموزش به معنای افزایش بهای اقلام تشکیل دهنده شاخص قیمت آموزش مانند شهریه انواع دوره‌های آموزشی و بهای ملزومات تحصیل است که البته شهریه مهم‌ترین بخش آن است.

دولتها به منظور توسعه پوشش تحصیلی برای جمعیت در سن تحصیل، با پیشگیری از افزایش قیمتها و کاستن از مخارج آموزشی خانواده‌ها، پیاده سازی سیاستهای تحریک تقاضا مانند کاهش مخارج مستقیم و غیر مستقیم آموزش مدرسه ای و تشویق خانواده‌ها برای فرستادن فرزندانشان به مدرسه را دنبال می‌کنند. به طور کلی سیاست‌گذاری کارساز در زمینه تأمین مخارج آموزش عمومی، نیازمند شناخت سازوکار تصمیم گیری خانواده‌ها در زمینه تصمیم گیری پیرامون تعیین سهم انواع مصارف، به ویژه خدمات آموزش عمومی در سبد هزینه خانواده است.

موضوع این مقاله گزارش پژوهشی است که رفتار خانواده‌های متقاضی خدمات آموزش عمومی را به هنگام تغییر قیمت آموزش از طریق برآورد کششهای قیمتی به تفکیک دهکهای درآمدی در چارچوب سیستم تقاضای روتردام بررسی کرده است. از نتایج تحقیق(برآورد کششهای قیمتی) می‌توان دریافت که تقاضا برای آموزش عمومی تابعی از تغییر در قیمت و هزینه‌های آموزش عمومی است. اندازه ضرایب برآوردی نیز نشان دادند که تقاضای خانواده‌های متعلق به دهکهای اول تا ششم برای گروه کالایی آموزش با کشش و تقاضای خانواده‌های دهکهای هفتم تا دهم بی کشش (کمتر از واحد) است. به عبارت دیگر تقاضای خانواده‌های متعلق به طبقات درآمدی پایین‌تر، حساسیتی فزونتر نسبت به تغییر قیمت گروه کالایی و خدماتی آموزش عمومی در مقایسه با دهکهای درآمدی بالاتر دارند.

فانک(۱۹۷۲)، هوئناک (۱۹۶۷)، باس و همکاران (۲۰۰۴) و مور و همکاران (۱۹۹۱) تقاضا برای آموزش عالی را بی کشش، محمدی و نوروزی (۱۳۸۹) تقاضا برای خدمات آموزشی را باکشش و

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

فلاحی و همکاران(۱۳۹۲)، چو و شن (۲۰۰۵) و ساساکی (۱۹۹۶) نیز بی‌کشش برآورد کرده اند. کششهای قیمتی در مطالعات یاد شده بدون توجه به گروههای درآمدی برآورد شده، قابل مقایسه دقیق با یافته‌های تحقیق حاضر نیستند. نتایج این پژوهش با تحقیق انصاری (۱۳۹۲) که تقاضای خصوصی خانوارهای شهری کم درآمد برای آموزش را با کشش و حساس، برای طبقه با درآمد متوسط را کمتر حساس و برای طبقات متوسط به بالا را تقریباً بی کشش برآورد کرده است و به دلیل برآورد کششها به تفکیک گروههای درآمدی سازگاری بیشتری دارد.

از آنجا که تقاضای گروههای کم درآمد برای آموزش دولتی باکشش است و مخارج آموزشی آنان با تغییر قیمت آموزش بیش از دیگر گروههای درآمدی دستخوش تغییر می‌شود، دریافت شهریه یا افزایش بهای آموزش تحت هر عنوان، حتی اگر برای تأمین مالی آموزش، جبران کسری اعتبارات و پیاده‌سازی برنامه‌های بهبود کیفیت آموزش به کار گرفته شود، توزیع فرصتهای آموزشی را نابرابرتر خواهد کرد و با کاستن از سهم ناچیز آموزش عمومی در سبد هزینه خانواده، روند حذف دانش‌آموزان نسبتاً فقیر تشدید خواهد شد. به بیان دیگر افزایش قیمت آموزش عمومی سهم پایین ترین دهکها از مجموع مخارج آموزش عمومی خانواده‌ها را به اندازهٔ وسعت نابرابریهای موجود در میزان مخارج آموزشی کاهش و در برابر سهم دهکهای بالاتر را(اگرچه با نرخی کاهنده) افزایش خواهد داد. یافته‌ها نشان دادند که افزایش شهریه‌ها و به طور کلی مخارج مستقیم و غیر مستقیم در نظام آموزش عمومی حتی در شرایطی که برای تأمین مالی برنامه‌های بهبود کیفیت در مدرسه به کار گرفته شود، می‌تواند بر حجم و شدت نابرابری فرصتهای آموزشی بیفزایند.

سیاستهای پیشنهادی

نقش آموزش عمومی برای مبارزه با فقر و نابرابری در توزیع درآمد و ثروت بر کمتر سیاستگذاری پوشیده است. بر این پایه، سیاستهای دولت باید به گونه‌ای طراحی و اجرا شوند تا تأمین مالی آموزش به کاهش تقاضای آموزش به ویژه از سوی گروههای کم درآمد و محروم منجر نشود و به شدت نابرابری فرصتهای آموزشی نیفزاید. از آنجا که خانواده‌های متوسط و کم درآمد از خدمات آموزش دولتی که به بهای ارزان ارائه می‌شود، استفاده می‌کنند و نیز تقاضای گروههای کم درآمد نسبت به قیمت آموزش باکشش است، بنابراین دریافت شهریه یا افزایش قیمت دیگر اقلام گروه کالایی آموزش بر برابری فرصتهای آموزشی تأثیر منفی خواهد گذاشت و با کاستن از سهم آموزش در سبد هزینه خانواده‌های کم درآمد(حساس نسبت به تغییر آموزش)، روند کاهش مخارج خصوصی خانواده‌های نسبتاً فقیر را تشدید خواهد کرد. در برابر آن به کارگیری ابزار یارانه به مثابه

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

ابزاری برای کاهش نابرابری فرصتهای آموزشی مؤثر است و توصیه می‌شود. تمرکز بر محروم بودن از آموزش عمومی به منزلهٔ ملاک پرداخت یارانه، مزایای بسیاری دارد که از آن جمله پیشگیری از انحراف انگیزشی است. این خدمات اغلب قابل خرید و فروش و انتقال به دیگری نیست و تنها زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که به وجود آنها نیاز احساس شود. تشویق خانواده‌های کم درآمد از طریق به کارگیری سیاستهای انگیزشی مانند تدارک خدمات ایاب و ذهاب و تغذیه رایگان برای دانش آموزان و نیز کاهش مخارج مدرسه ای به ویژه از رهگذر بهبود سطح بهره‌وری و استفاده از آموزش راه دور توصیه می‌شود.

با این همه موضوع دریافت هزینه در ازای ارائه خدمات عمومی که سازگار با توانایی پرداخت باشد، نیز مطرح است. اگر کسانی از رفاه نسبی برخوردار باشند و بتوانند هزینه خدماتی را که دریافت می‌کنند بپردازند، مبلغی را که از این طریق از منابع عمومی صرفه جویی می‌شود می‌توان برای پوشش بیشتر نیازهای کسانی که محروم‌تر هستند اختصاص داد. بنابراین از آنجا که تقاضای خانواده‌های شهری وابسته به دهکهای بالای درآمدی برای آموزش عمومی بی‌کشش است، اثر انتقال مسئولیت تأمین مالی آموزش عمومی و افزایش قیمت آموزش اگر به صورتی هدفمند تنها به خانواده‌های مرفه شهری منتقل شود، در تقاضای خانواده‌های یاد شده تأثیر منفی به مراتب کمتری خواهد گذاشت.

در برابر، آموزش عمومی برای خانواده‌های وابسته به دهکهای درآمدی بالا بی‌کشش است و نشان می‌دهد عرضه کنندگان خصوصی خدمات آموزش عمومی برای ارائه خدمات آموزشی به این گروه از خانواده‌ها با بازار با ثباتی روبه‌رو هستند و می‌توانند سرمایه گذاری خود را توسعه دهند. به همین منظور دولت می‌تواند با خودداری از اعمال محدودیتهای بدون منطق و پشتوانه علمی بر ساز و کار بازار، این گروه از خانواده‌ها را از دستیابی به فرصتها و نتایج مطلوبی که بازارها ارائه می‌کنند، محروم نکند. بازنگری در قانون و مقررات مربوط به فعالیت مدارس غیر دولتی مانند تسهیل صدور مجوز برای مؤسسان، توسعه آزادی مدارس در تنوع بخشی به برنامه‌های آموزشی و درسی به منظور پاسخگویی به خواسته‌های والدین دانش آموزان و پیشگیری از ایجاد شرایطی که برخی مدارس غیر دولتی در موقعیت انحصاری قرار گرفته و بتوانند در فضایی غیر رقابتی حقوق جامعه را تضییع کنند، از جمله اقداماتی محسوب می‌شوند که در رهگذر توسعه و تقویت منافع بازار دسته بندی می‌شوند. در مقابل دولت می‌تواند با تمرکز توجه و اختصاص منابع بیشتر به مدارس دولتی، کیفیت و کمیت خدمات آموزشی ارائه شده در این گونه مدارس را در راستای برابری فرصتهای آموزشی بهبود بخشد.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

منابع

ابریشمی، حمید. (۱۳۸۱). *اقتصاد سنجی کاربردی*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

انصاری، عبدالله. (۱۳۹۲). برآورد کشش قیمتی تقاضای آموزش با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل. *فصلنامه تعلیم و تربیت*، ۲۹ (۱)، ۹-۳۴.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱). *شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری*.

ترکمانی، جواد؛ دهقانپور، حامد. (۱۳۸۸). بررسی رفتار مصرفی خانوار شهری و روستایی ایران با استفاده از داده‌های مخارج خانوار شهری و روستایی. *علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، ۱۳ (۴۸)، ۳۹۱-۴۰۲.

تسانگ، مون س. (۱۳۸۰). هزینه‌های دولتی و خصوصی آموزش و پرورش در کشورهای در حال توسعه، (ترجمه عبدالحسین نفیسی). *دانشنامه اقتصاد آموزش و پرورش*، جلد اول. تهران: پژوهشکده تعلیم و تربیت.

خسروی نژاد، علی‌اکبر. (۱۳۸۰). برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام شده)، *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، (۲۰)، ۱۱۷-۱۳۸.

خسروی نژاد، علی‌اکبر؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ صحبتی، زهرا. (۱۳۹۲). ارزیابی افزایش قیمت مواد غذائی بر رفاه خانوارهای شهری ایران، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۲ (۴)، **۷۳-۹۳**.

دادگر، یداله؛ رحمانی، تیمور. (۱۳۹۰). مبانی و اصول علم اقتصاد: کلیاتی از اقتصاد برای همه. قم: موسسه بوستان کتاب (مرکز نشر دفتر تبلیغات اسلامی حوزه علمیه قم)، چاپ دهم.

داوودی، پرویز؛ سالم، علی‌اصغر. (۱۳۸۵). اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۶ (۴)، ۱۵-۴۸.

زرا نژاد، منصور؛ انواری، ابراهیم. (۱۳۸۴). کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصاد سنجی. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۲ (۲۳)، ۴-۵۲.

فلاحی، فیروز؛ محمدزاده، پرویز؛ حکمتی فرید، صمد. (۱۳۹۲). بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت گروه های کالایی درخانوارهای شهری کشور. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۸ (۲)، ۱۳۱-۱۵۰.

قدیری اصلی، باقر. (۱۳۵۶). *کلیات علم اقتصاد*. تهران: مرکز نشر سپهر، چاپ سوم.

کمنتا، یان. (۱۳۷۲). *مبانی اقتصاد سنجی*، (ترجمه هژبر کیانی). تهران: مرکز نشر دانشگاهی.

لفت ویچ، اچ. ریچارد. (۱۳۸۱). *سیستم قیمتها و تخصیص منابع تولیدی*، (ترجمه میرنظام سجادی). تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی، چاپ نهم.

محمدی، حمید؛ نوروزی، قاسم. (۱۳۸۹). آزمون کشش پذیری مصرف کالاهای اساسی ایران با استفاده از الگوی تقاضای تقریبا آرمانی. *فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۱۰ (۳۹)، ۳۱۱-۳۲۵.

مرکز آمار ایران. (۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶). *آمار خام بودجه خانوارهای شهری*.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ سوم.

Bendar, S., & Gicheva, D. (2013). Tax benefits for graduate education: Incentives for whom. *Economics of Education Review*, *36*,181–197.

Buss, C., Parker, J., & Rivenburg, J. (2004). Cost, quality and enrollment demand at liberal arts colleges. *Economics of Education Review*, *23*(1), 57–65.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]

Chow, C., & Shen, G. (2005). *Demand for education in China*. CEPS Working Paper, No. 106.

Funk, H. J. (1972). Price elasticity of demand for education at a private university. *The Journal of Educational Research*, *66*(3), 130-134.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal, 3*(2), 148–161.

Heckman, J. (2005). China's human capital investment. *China Economic Review*, *16*(1), 50–70.

Heller, D. (1997). Student price response in higher education. *Journal of Higher Education*, *68*(6), 624-659.

Hoenack, S. (1967). *Private demand for higher education in California*. Ph.D. dissertation, University of California, Berkeley.

Hoxby, C. M., & Avery, C. (2004). Do and should financial aid decisions affect students' college choices? In C. Hoxby (Ed.) *College choices: The new economics of choosing, attending, and completing college*. Chicago: University of Chicago Press.

Jung, J., Harnek Hall, D.M., Rhoads, T. (2013). Does the availability of parental health insurance affect the college enrollment decision of young Americans? *Economics of Education Review*, 32, 49–65.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

Langelett, G., Chang,K.-L. ,Akinfenwa, S. O., Jorgensen, N., & Bhattarai, K., (2015). Elasticity of demand for tuition fees at an institution of higher education. *Journal of Higher Education Policy and Management*, 37a(1), 111-119.

Li, H. (2013). *The rising cost of higher education: A supply and demand analysis*. An honors thesis for the degree of Bachelor of Science, Leonard N. Stern School of Business, New York University.

Moore, R.L., Studenmund, A.H., & Slobko, T. (1991). The effect of the financial aid package on the choice of a selective college Original. *Economics of Education Review*, *10*(4), 311-321.

Nielsen, H. S. (2001). How Sensitive is the demand for primary education to changes in economic factors? *Journal of African Economics*, *10*(2), 191-218.

Noorbakhsh, A., & Culp, D. (2002). The demand for higher education: Pennsylvania's nonresident tuition experience. *Economics of Education Review*, *21*(3), 277-286.

Sasaki, K. (1996). Consumer demand in Japan: An analysis using the Deaton-Muellbauer system. *Japan and the World Economy*, *8*(3), 335-351.

Theil, H. (1980). *The system wide approach to microeconomics.* Oxford: Basil Blackwell Publisher Limited.

Thompson, F., & Zumeta, W. (2001). Effects of key state policies on private colleges and universities: Sustaining private-sector capacity in the face of the higher education access challenge. *Economics of Education Review*, 20, 517–531.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1394.12.2.3.2]