فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ۳ «پیاپی ۲۷»، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۱۳۴-۱۱۵)

مشارکت زنان متاهل در بازار کار ایران: مدل‌سازی غیرخطی تابع لاجیت

زینب سارانی،* بهروز کشته‌گر،** غلامرضا کشاورز حداد+

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۳/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۶/۰۵

چکیده

در این مقاله یک تابع جمعی غیرخطی لاجیت برای مدل‌سازی معادله مشارکت زنان ایران مطابق با داده‌های هزینه – درآمد خانوار سال ۱۳۸۸ ارایه شده است. در مدل لاجیت غیرخطی از تابع ریاضی پیوسته مانند توانی، نمایی، چند جمله‌ای و لگاریتمی برای متغیرهایی هم‌چون درآمد شوهر، تحصیلات، سن زن، ثروت، تعداد بچه بالای شش سال و زیر شش سال استفاده شده است. معادله غیرخطی مشارکت زنان متاهل بر اساس معیارهای مقایسه اقتصادسنجی از جمله آزمون وایت و آماره ضریب لاگرانژ با مدل‌های لاجیت پارامتریک و ناپارامتریک مقایسه شده است. نتایج مدل‌سازی نشان می‌دهد که انتخاب تابع ریاضی مناسب می‌تواند انطعاف‌پذیری مناسبی را در مدل‌سازی دودویی فراهم کند. به طوری که موجب افزایش توانمندی و کاهش خطا مدل‌سازی نسبت به مدل‌های لاجیت پارامتریک و ناپارامتریک شده است. هم‌چنین این رویه مدل‌سازی همانند مدل ناپارامتریک همسانی واریانس داشته اما، خطای مدل‌سازی کم‌تری را نتیجه داده است.

طبقه بندی JEL: G10, J05, J21

کلمات کلیدی: مدل لاجیت، روش حداکثر درست‌نمایی، مدل‌سازی مشارکت زنان، مدل ریاضی غیرخطی.

*دکتری اقتصاد (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: elaha.shargh@yahoo.com

**استادیار دانشگاه زابل، پست الکترونیکی: Bkeshtegar@ uoz.ac.ir

+دانشیار دانشگاه صنعتی شریف، پست الکترونیکی: G.k.Haddad@sharif.edu

۱. مقدمه

اقتصاد خانواده و نیروی کار زنان یکی از زیر شاخه‌ها و موضوعات داغ علم اقتصاد در سه دهه اخیر است. در طی دو قرن اخیر، جهان شاهد پدیده اقتصادی- اجتماعی جدیدی به نام مشارکت زنان در بازار کار بوده است. به طوری که، نرخ مشارکت زنان کشورمان از ۱۲/۹ درصد در سال ۱۳۸۳، به ۱٦/۲ درصد در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته است. هم‌چنین نرخ بیکاری زنان دارای تحصیلات عالی، از ۲۳/٦ درصد در سال ۱۳۸۳ به ۹/۳ درصد در سال ۱۳۸۸ تقلیل پیدا کرده است (سالنامه آماری کشور ۱۳۸۸). با توجه به این موارد پیش‌بینی می‌شود که در سال‌های آینده نرخ مشارکت زنان و عرضه کار آنان همچنان از روندی فزاینده برخوردار باشد.

رفتار عرضه نیروی کار زنان استنباط‌های مهمی برای دیگر پدیده‌ها شامل ازدواج، باروری، طلاق، توزیع درآمد خانوار و تفاوت دستمزدی زن و مرد دارد. علاوه بر این، افزایش اشتغال زنان می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی کشورها، کاهش شکاف میان درآمد زن و مرد و کاهش تبعیض جنسی، باروری کمتر، فاصله زمانی بیشتر میان ازدواج و تولد نخستین فرزند، کاهش ساعت کار هفتگی، افزایش شهر نشینی، کاهش نرخ تورم و بیکاری و هم‌چنین قوانین و شیوه عملکرد شود (مینسر[1] ۱۹٦۲ و سانتا[2] و بث[3] ۱۹۷۹).

با توجه به نقش پراهمیت زنان متاهل در خانواده، لازم است نسبت به پدیده تخمین مشارکت زنان متاهل نگاه ویژه‌ای داشت و از آن در راستای اتخاذ سیاست‌های کنترل بیکاری مردان، اشتغال زایی و سیاست‌های حمایت از خانوار، استفاده نمود. برای تخمین پارامترهای معادله مشارکت زنان که بیانگر دو حالت می‌باشد از مدل‌های احتمال خطی، مدل پروبیت و لاجیت می‌توان استفاده کرد. مدل‌های خطی به دلیل تبعیت واریانس خطا از متغیرهای مستقل و نیز عدم تامین شرط $0 \le E(yi \mid xi) \le 1$، مشکلاتی ویژه‌ای از جمله: نرمال نبودن توزیع و ناهمسان بودن جملات خطا دارند. از طرف دیگر، اثر نموی یا نهائی X در سرتاسر طول تغییرات در مدل خطی ثابت است که این امر مشکل جدی را برای تخمین ضرائب مدل فراهم می‌آورد. مدل‌های لاجیت و پروبیت این قابلیت را دارند که با افزایش متغیر X مقدار $Pi = E(yi = 1 \mid Xi)$ افزایش یابد به طوری که، هیچ

[1] Mincer
[2] Cynthia
[3] Beth

گاه خارج از محدوده صفر تا یک قرار نگیرند و دیگر این که، در این مدل‌ها ارتباط بین Xi و Pi غیرخطی است. مدل لاجیت نسبت به مدل پروبیت عموماً به علت سهولت عملیات ریاضی در ارجحیت قرار دارد (بنکو و مارتینز[1] ۲۰۰۹، معلوف و ترافلیس[2] ۲۰۱۱). ناهم‌سانی واریانس به عنوان یک مشکل اساسی در مدل لاجیت شناخته شده است (کشاورز حداد و باقری قنبر آبادی،۱۳۹۰؛ فرولیک[3]، ۲۰۰۶) که برای رفع ناهم‌سانی واریانس به تکنیک‌های مدل‌سازی ناپارامتریک توجه شده است. این مقاله با هدف ارایه یک معادله ریاضی غیرخطی دودویی (لاجیت) برای پیش‌بینی احتمال مشارکت زنان پایه‌گذاری شده که این مدل غیرخطی دارای متغیرهای مستقل پیوسته (درآمد همسر و درآمد غیرکاری)، گسسته (سن، شهری و روستایی، تعداد فرزندان بالا و زیر ٦ سال) و رتبه بندی شده (سواد) می‌باشد. بر اساس مدل ارایه شده به دنبال پاسخ‌گویی به سولات زیر هستیم.

الف) آیا مدل برآورد شده همسانی واریانس دارد؟

ب) آیا مدل غیرخطی نسبت به مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک برازش بهتری دارد؟

این مقاله شامل پنج بخش اساسی است که در بخش دوم، به بیان ادبیات موضوع پرداخته شده است. بخش سوم، روند مدل‌سازی که شامل تخمین ضرایب مدل‌غیرخطی به کمک روش حداکثر درست نمایی مدل لاجیت و آزمون‌های فرض مناسب جهت نیکویی برازش می‌باشد. بخش چهارم، مدل غیرخطی ارایه شده با مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک مطابق با معیارهای اقتصاد سنجی مقایسه شده و در انتها، خلاصه‌ای از نتایج ارایه شده است.

۲. ادبیات موضوع

مدل نئوکلاسیک عرضه نیروی کار جهت بررسی رفتار کار زنان متاهل استفاده می‌شود. در این نظریه فرض بر آن است که یک شخص زمان قابل دسترس خود را بین کار کردن و استراحت تخصیص می‌دهد. کلینگورس[4] (۱۹۸٦) به ارتباط اعضای خانواده جهت تصمیم‌گیری برای مشارکت در بازار کار اشاره نمود. رویکرد سنتی تصمیم‌گیری عرضه کار خانوار به عنوان مدل

[1] Bianco and Martínez
[2] Maalouf and Trafalis
[3] Frolich
[4] Killingworth

واحد شناخته شده که درآن رفتار خانوار به عنوان واحد تصمیم گیری اساسی در نظر گرفته می‌شود. در این مدل، ترجیحات خانوار به وسیله تابع مطلوبیت یکنواخت و قید بودجه حداکثر می‌شود (فورتین[۱] و لکرویز[۲] ۱۹۹۷). چیاپوری[۳] (۱۹۸۸ و ۱۹۹۲) مدل عرضه کار جمعی را که یک رویکرد ثابت بوده و رفتار خانواده به وسیله یک تابع مطلوبیت منحصر به فرد مدل‌سازی می‌شود، پیشنهاد نموده است. دونی[۴] (۲۰۰۷)، فرضیات اصلی چیاپوری (۱۹۸۸ و ۱۹۹۲) را از طریق مدل مشارکتی بر اساس محدودیت‌های بودجه مطابق با تابع نیمه لگاریتمی بسط داد. برولاوا[۵] و چیکاوا[۶] (۲۰۱۲) رفتار عرضه کارخانوار کشورهای رمانی، گرجستان و فرانسه را با استفاده از ساختار جمعی چیاپوری و همکاران (۱۹۹۲) تحلیل و با یکدیگر مقایسه نمودند.

لکنر[۷] (۱۹۹۱) با استفاده از مدل لاجیت به بررسی مشارکت در بازار کار زنان فرانسه پرداخت. اثر ناهم‌سانی واریانس در این مدل توسط وی آزمون شد و مشخص گردید که مدل لاجیت وی، ناهم‌سانی واریانس دارد و از طرفی وی جهت رفع آن اقدامی ننمود. بعدها، گرفین[۸] (۱۹۹۶) به کمک یک تابع خطی مدل پروبیت، مشارکت زنان متاهل آلمانی و سوئدی را برآورد نمود و با مدل پارامتریک لکنر (۱۹۹۱) برای این گروه از زنان، مقایسه کرد. وی نشان داد که این مدل همانند مدل لکنر ناهم‌سانی واریانس دارد. سپس بر اساس یک مدل شبه پارامتریک ارایه شده توسط کلین و اسپادی (۱۹۹۳)، اقدام به رفع ناهم‌سانی واریانس نمود. هم‌چنین وی نشان داد که تحصیلات زن و تعداد فرزندان به ترتیب اثر مثبت و منفی بر مشارکت زن در بازار کار دارد.

ناواتا[۹] (۱۹۹۵) روش برآورد حداکثر درست نمایی را برای تخمین ضرایب معادله عرضه کار زنان بر اساس داده‌های شبیه سازی روش مونت کارلو، پیشنهاد نموده و نشان داد که برآوردگر حداکثر درست نمایی نسبت به روش حداقل مربعات از کارایی بهتری برخوردار است.

گونگ[۱۰] و سوئست[۱] (۲۰۰۰)، عرضه کار زنان متاهل در کشور مکزیک را بررسی نمودند.

---

[1] Fortin
[2] Lacroix
[3] Chiappori
[4] Donni
[5] Berulava
[6] Chikava
[7] Lechner
[8] Gerfin
[9] Nawata
[10] Gong

هم‌چنین گارسیا[2] و همکاران (۲۰۰۲) به بررسی رفتار نیروی کار زنان اسپانیا پرداختند آن‌ها مشکل ناهم‌سانی واریانس را از طریق رویکرد هاسمن به کمک آماره وایت[3] (۱۹۸۲) آزمون نموده و نتیجه گرفتند که در مدل آن‌ها ناهم‌سانی واریانس برطرف شده است.

فرولیک (۲۰۰۶) با استفاده از رگرسیون ناپارامتریک، تخمینی برای متغیرهای مجازی بر اساس تابع کرنل هیبریدی ارایه نمود. وی با استفاده از روش تخمین‌زن حداکثر درست نمایی لاجیت موضعی و شبیه‌سازی داده‌های ورودی به کمک روش مونت کارلو، ضرایب ثابت توابع خطی، مرتبه دو و ترکیب آن دو را برآورد نمود. وی نشان داد که رگرسیون ناپارامتریک با تابع کرنل یک راه‌کار مناسب جهت رفع ناهم‌سانی واریانس در مدل‌سازی لاجیت می‌باشد.

کشاورز حداد و باقری قنبر آبادی (۱۳۹۰) بر اساس یک مدل ناپارامتریک به تحلیل مشارکت زنان شهری و روستایی ایران پرداختند. آن‌ها در مدل ناپارامتریک خود، از یک وزن مطابق با تابع کرنل هیبریدی (فرولیک ۲۰۰۶) در برآوردگر حداکثر درست نمایی مدل لاجیت جهت تخمین مشارکت زنان متاهل، استفاده کردند. هم‌چنین، ناهم‌سانی وایانس را در مدل ناپارامتریک و پارامتریک آزمون نمودند و نتیجه گرفتند که مدل ناپارامتریک ناهم‌سانی واریانس را برطرف نموده است.

۳. روش مدل‌سازی

استفاده از مدل لاجیت جهت تخمین برآوردهای دودویی مورد توجه محققین قرارگرفته است (بنکو و مارتینز ۲۰۰۹؛ معلوف و ترافلیس ۲۰۱۱). با استفاده از توابع غیرخطی می‌توان، انعطاف پذیری لازم در انتخاب نوع تابع مدل برای متغیرهای مستقل فراهم نمود. در مدل توسعه داده شده، متغیرهای مستقل به طور مجزاء با شکل تابع مربوط به خود، وارد شده و این امکان را برای مدل ساز فراهم می‌آورد که برای یک متغیر مستقل جهت برآورد بهترین شکل تابعی، انواع توابع خطی و غیرخطی را بررسی و ارزیابی کرد و علاوه بر کاهش خطای مدل‌سازی تا حد امکان اثر ناهم سانی واریانس را نیز برطرف نمود.

---

[1] Soest
[2] García
[3] White

۱

۳-۱. معرفی داده‌های پژوهش

جهت تعیین مدل مشارکت زنان ایران از داده‌های هزینه درآمد خانوار مرکز آمار ایران استفاده شده است. داده‌های آماری مربوط به اطلاعات ۱۰۲۷۳ خانوار متاهل بر مبنای گزارش سال ۱۳۸۸ بوده که اطلاعات هزینه درآمد خانوار برای زنان متاهل سنین تا ٦٠ (حداکثر سن برای کار) در نظر گرفته شده است. در این مجموعه ۵۲۲۱ خانوار از ۱۰۲۷۳ زن متاهل در شهر سکونت دارند و ١٦٣٢ زن متاهل مشغول به کار هستند. خلاصه‌ای از خصوصیات آماری متغیرهای مورد بررسی در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای مستقل

متغیرها	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تحصیلات	۱۰۲۷۳	۰/۹٤٤٦۱	۰/۹۳٦۷٤	۰	۵
شهری و روستایی	۱۰۲۷۳	۰/۵۰۸۲۳	۰/٤۹۹۹٦	۰	۱
دستمزد مرد	۱۰۲۷۳	۲/۹۰۹۱۰	٤/۲۳٤۳۵	۰	١٦٦/٦٦٧
ثروت	۱۰۲۷۳	۵/۱٤۲۰۷	۱۹/۱۷۸٦۵	۰	۱۰۰۰
سن زن	۱۰۲۷۳	۳۵/٤۵۱۹٦	۱۰/۳۵۱۲۰	۱٤	٦٠
بچه زیر ٦ سال	۱۰۲۷۳	۰/٤۵۹۳٦	۰/٦۷۲۱۹	۰	٤
بچه بالای ٦ سال	۱۰۲۷۳	۱/٤۹۳۲٤	۰/۳۵۹۵۳	۰	۱۰

متغیرهای تعداد فرزندان زیر ٦ سال (UK6) و بالای ٦ سال (AK6) بین ۷ تا ۱۹ سال در نظر گرفته شده‌اند. متغیر شهری و روستایی (RU) مشخص کننده محل سکونت زن (شهر(عدد یک)، روستا (عدد صفر))، متغیر میزان تحصیلات زن (edu) که به صورت ٦ رتبه دسته‌بندی شده و شامل صفر بی‌سواد، یک تحصیلات تا سوم راهنمائی، عدد ۲ تحصیلات بالای سوم راهنمائی و زیر دیپلم، عدد ۳ تحصیلات بالای دیپلم و زیر فوق دیپلم، عدد ٤ تحصیلات بالای فوق دیپلم و زیر لیسانس و دانشجویان دوره کارشناسی نیز در این رتبه قرار می‌گیرند، عدد ۵ بیانگر فوق

1

لیسانس به بالا و نیز پزشکی می‌باشد. متغیرهای ثروت (INC) و دستمزد ماهیانه مرد (WM) را بر حسب یک میلیون ریال در مدل‌سازی لحاظ شده است.

۳-۲. فرایند مدل‌سازی

جزییات روند مدل سازی مشارکت زنان می‌تواند مطابق با مراحل زیر تشریح گردد.

۱- انتخاب یک تابع ریاضی مناسب (توانی، نمایی، لگاریتمی) برای متغیر ورودی
۲- تعیین ضرایب مدل بر اساس روش حداکثر درست نمایی
۳- محاسبه آماره مقایسه مدل
٤- مراحل ۱ تا ۳ برای تمامی‌توابع ریاضی کاندید شده انجام می‌گردد
٥- انتخاب بهترین تابع ریاضی بر اساس آماره های مقایسه در مرحله ۳
٦- مراحل ۱ تا ٥ برای متغیر بعدی نیز انجام می‌گیرد
۷- مدل انتخاب شده نیکویی برازش می‌شود

۳-۲-۱. نحوه انتخاب متغیرها

بین داده‌های ورودی بیشترین هم‌بستگی مشارکت زنان با تحصیلات (۰/۲۲۸) مشاهده می‌شود. بنابراین به عنوان متغیر اول به مدل اضافه می‌گردد. درآمد شوهر نیز کم‌ترین هم‌بستگی با داده‌های مشارکت زنان دارد اما نمی‌توان گفت که درآمد شوهر آخرین متغیر ورودی در مدل می‌باشد. زیرا این متغیر نیز با سایر متغیرها هم‌بستگی دارد. از این‌رو، از یک ضریب به صورت نسبت ضریب هم‌بستگی داده‌ها به ضریب هم‌بستگی متغیرهای ورودی در مدل، برای متغیرهای باقیمانده استفاده می‌شود.

$$\rho_{n,i} = \left| \frac{\rho_{Y,Xi}}{\prod_{j=1}^{i\neq j} \rho_{Xj,Xi}} \right| \qquad (۱)$$

که در آن $\rho_{Xj,Xi}$ و $\rho_{Y,Xi}$ به ترتیب ضریب هم‌بستگی بین متغیر مستقل Xi با متغیر Xj و متغیر وابسته Y با متغیر مستقل Xi است. $\rho_{n,i}$ نسبت ضریب هم‌بستگی متشکل از متغیرهای ورودی قبلی برای متغیر باقیمانده iام است. متغیر ورودی دوم، متغیری است که ضریب ρ_2 آن بیش‌ترین مقدار باشد. برای متغیر سوم کاندید شده از ضریبی استفاده می‌شود که اثرات هم‌بستگی متغیرهای اول و

دوم را داشته باشد ($i \neq 1,2$ $\rho_{3,i} = \left| \frac{\rho_{Y,Xi}}{\rho_{Xi,X1} \cdot \rho_{Xi,X2}} \right|$). ضریب $\rho_{n,i}$ در جدول (۲) ارایه شده است. کاندیدهای دوم تا هفتم برای ورود متغیرها به مدل به صورت مرحله به مرحله شامل ثروت، شهری و روستایی (موقعیت جغرافیایی)، بچه بالای ٦ سال، بچه زیر ٦ سال، دستمزد شوهر و سن زن می‌باشد.

جدول ۲. نسبت ضریب هم‌بستگی متغیر با مشارکت به ضریب هم‌بستگی متغیر با متغیرهای وارد شده

کاندید	متغیر ورودی	شهری و روستایی	سن زن	دستمزد شوهر	ثروت	بچه زیر ٦ سال	بچه بالای ٦ سال
۱	تحصیلات	۰/۲۰۷٦	۰/۰۳٦٤	۰/۰۰۷۸	۰/۳۰۹۲	۰/۱٥٤٤	۰/۰۷۷٦
۲	ثروت	۱۹/۲۳٤۱	۰/۱٦۲۷	۰/۱٥٥۰	--	۱/۱۱٦۲	۱۰/۱۰۷۳
۳	شهری و روستایی	--	٤/٤۷٦٦	۱/۳۰۸۱	--	۲۲/٤۹۲۷	٥۷/۱۷۸۱
٤	بچه بالای ٦ سال	--	۱۲/۹۰۱٤	۱۱۹/۹۹۲۰	--	۲۹۲۹/۱٦۱۰	--
٥	بچه زیر ٦ سال	--	۲٥/۱۲۰٥	۲۷۱۸/۳۰۷۰	--	--	--

۳-۲-۲. انتخاب توابع برای هر متغیر مستقل

شهری و روستایی بودن به صورت یک متغیر مجازی بوده که برای آن از تابع خطی($f(x) = \beta_1 x$) استفاده شده است. برای سایر متغیرها از توابع ریاضی پیوسته مانند توانی، نمایی، لگاریتمی و چند جمله‌ای استفاده شده که به صورت زیر می‌باشند:

$$f(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 \quad (۲)$$

$$f(x) = \beta_0 + \exp(\beta_1 x) \quad (۳)$$

$$f(x) = \beta_0 . x^{\beta_1} \quad (٤)$$

$$f(x) = \beta_0 . \log(x) \quad (٥)$$

که در آن: βها ضرایب مدل برای متغیر مستقل x است.

۳-۲-۳. تخمین ضرایب تابع

یک رهیافت مرسوم در مدل‌سازی انتخاب‌های دوتائی، مدل‌های احتمالی برنولی است. بنابراین

$\Pr(yi=1 \mid Xi,\beta)=1-F(-\beta'X)$ که F تابع توزیع تجمعی لاجستیک برای مدل غیرخطی βxi است (بنکو و مارتینز ۲۰۰۹، معّلوف و ترافلیس ۲۰۱۱).

$$F(-\beta'X)=pi=\frac{\exp[f(\beta xi)]}{1+\exp[f(\beta xi)]}=\frac{1}{1+\exp[f(\beta xi)]} \qquad (٦)$$

تابع ناپارامتریک حداکثر درست‌نمایی به صورت زیر بیان می‌شود (معّلوف و ترافلیس[1] ۲۰۱۱):

$$ML(\beta)=\sum_{i=1}^{n}\ln[pi]\ \ yi+\ln[1-pi](1-yi)-\frac{\lambda}{2}\|\beta\|^2 \qquad (٧)$$

همان طوری که گفته شد $f(\beta xi)$ یک تابع غیرخطی از متغیرهای مستقل مساله می‌باشد. هم چنین بخش $\frac{\lambda}{2}\|\beta\|^2$ در معادله (۷) برای به دست آمدن بهترین تعمیم اضافه شده است.

۳-۲-٤. انتخاب تابع مناسب برای هر متغیر

بعد از تخمین ضرایب توابع کاندید شده، این توابع به کمک آماره ضریب اطمینان[2] با هم مقایسه شده و بهترین تابع برای متغیر مورد نظر انتخاب می‌گردد که اماره ضریب اطمینان به صورت زیر قابل محاسبه است (ویلموت و ماتسورا[3] ۱۹۹۸):

$$C=D\times EF \qquad (٨)$$

که در آن D ضریب تطبیق[4] و EF ضریب کارایی[5] است که به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$D=1-\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}-y_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(|\hat{y}-\bar{\bar{y}}|+|y_i-\bar{\bar{y}}|)^2} \qquad (٩)$$

$$EF=1-\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i-y_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(\bar{y}-y_i)^2} \qquad 0\le EF\le 1 \qquad (١٠)$$

[1] Maalouf and Trafalis
[2] Confidence index
[3] Willmott and Matsuura
[4] Agreement Index
[5] Efficient Factor

که در آن $\hat{y}_i$ و y_i به ترتیب مقدار پیش‌بینی و مشاهده شده مشارکت زن iام و n تعداد داده‌ها می‌باشد و $\bar{\hat{y}}$ و $\bar{y}$ به ترتیب مقدار میانگین داده‌های پیش‌بینی و مشاهدات است. اگر مقدار $C=0$ گردد بین داده‌های پیش‌بینی و مشاهده هیچ وابستگی وجود ندارد و برآود نادرست می‌باشد و $C=1$ دلالت به تطبیق کامل مدل ارایه شده با داده‌های پیش‌بینی دارد.

با توجه به برآوردگر حداکثر درست نمایی برای متغیر ورودی اول (سواد زن)، ضرایب چندین توابع ریاضی محاسبه شده که نتایج برآورد ضرایب توابع و ضریب اطمینان در جدول (۳) لیست شده است. مشخص است که بهترین مدل انتخابی به صورت $\beta_0 + \beta_1 edu^{\,2}$ می‌باشد.

جدول ۳. مقایسه مدل‌های ریاضی معادله مشارکت نسبت به متغیر اول (تحصیلات)

توابع ریاضی	β_0	β_1	$C=EF.D$	شماره انتخاب
$\beta_0 . x^{\beta_1}$	-۱/۵۷۹۲	۰/۰۰۳۸	۰/۰۱۱۳	۵
$\beta_0 + x^{\beta_1}$	-۲/۷۳۰۲	۰/۷٦۳۸	۰/۰۱۱۹	٤
$\beta_0 + \exp(\beta_1 x)$	-۳/۲۳۹۲	۰/۳۱۹٤	۰/۰۲۳۱	۲
$x^{\beta_0} + \exp(\beta_1 x)$	-۱/۵۲۹۲	۰/٦٤٤۸	۰/۰۰۹۳	۷
$\beta_0 + \beta_1 \exp(x)$	-۱/۹٦۰۲	۰/۰٤۰٤	۰/۰۱۰۷	٦
$\beta_0 + \beta_1 x^2$	-۲/۰۳۰۱	۰/۱٦۰۸	(۱) ۰/۰۲۵۳	۱
$\beta_0 + \beta_1 Log(x)$	-۲/۱۷۲۵	۱/٤۹۵۹	۰/۰۱۹۳	۳

(۱) بیش‌ترین ضریب اطمینان

۳-۲-۵. خوبی برازش مدل‌ها

از آزمون‌های خوبی برازش دوربین- واتسون[1] (DW) و وایت[2] استفاده شده که به ترتیب به توان هم‌بستگی بین خطاها و اثر ناهم‌سانی واریانس خطاها را تست کرد که با آماره آزمون منحصر به فرد و مقدار مجاز مناسب توابع توزیع $\chi^{\,2}$ و فیشر با سطح معناداری ۵ درصد مقایسه شده است. جهت ارزیابی هم‌بستگی جملات خطا از آماره DW استفاده شده است که می‌توان اثر هم‌بستگی

[1] Durbin- Watson (DW)
[2] White

بین جملات خطا را آزمون نمود (دوربین و واتسون ۱۹۷۱؛ اسد و الحمیدی[1] ۲۰۰۲). یکی از دغدغه‌های اساسی در اقتصاد سنجی، مساله ناهم‌سانی واریانس است. اگر توزیع واریانس جملات خطا مشخص نباشد، استفاده از آماره وایت جهت آزمون ناهم‌سانی در واریانس می‌تواند مفید باشد (وایت ۱۹۸۰).

۳-۳. مدل غیرخطی مشارکت زنان ایران

مطابق با بخش ۳-۲، سایر متغیرها وارد مدل شده و تابع ریاضی مناسب برای هر متغیر بر اساس ضریب اطمینان انتخاب شده و تابع ریاضی لاجیت غیرخطی زیر برای معادله مشارکت زنان حاصل شده است:

$$f(X\beta) = -2.7711 + 0.1909edu^2 - 0.0261INC + INC^{1.6\times10^{-5}} + 0.1968(UR) + 0.0567(AK6) - 0.0411(UK6)^2 + \exp[-0.7681WM] + 0.0289(age/100) + 0.164(age/100)^2 \quad (11)$$

تابع فوق به صورت گام به گام برای هر متغیر ورودی مطابق با نتایج جدول (۲)، ضرایب آن بر اساس رابطه (۷) محاسبه شده است که در آن:

edu = میزان تحصیلات زن با بهترین فرم ریاضی $\beta_0 + \beta_1 edu^2$

INC = میزان ثروت خانوار با بهترین فرم ریاضی $\beta_2 INC + INC^{\beta 3}$

RU = شهری وروستایی بودن خانوار با تابع $\beta_4(RU)$

$AK6$ = تعداد بچه های بالای ٦ سال خانوار با بهترین فرم ریاضی $\beta_5(AK6)$

$UK6$ = تعداد بچه های زیر ٦سال خانوار با بهترین فرم ریاضی $\beta_6(UK6)^2$

WM = میزان دستمزد همسر با بهترین فرم ریاضی $\exp(\beta_7 WM)$

age = سن زن با بهترین فرم ریاضی $\beta_8(age/100) + \beta_9(age/100)^2$

برای دو متغیر پیوسته ثروت و دستمزد شوهر به ترتیب تابع غیرخطی به صورت توانی و نمایی بر اساس معیار انتخاب ضریب اطمینان انتخاب شده‌اند. توابع نمایی و توانی یک حالت خاص از تابع لگاریتمی هستند. در مدل‌های عرضه کار برای درآمد خانوار، (دستمزد زن و شوهر و هم‌چنین درآمد غیرکاری و ثروت) محققین از شکل لگاریتمی استفاده کرده‌اند (چیاپوری ۱۹۸۸، دونی ۲۰۰۷؛ برولاوا و چیکاوا ۲۰۱۲). از این‌رو، رویکرد انتخاب بهترین تابع برای متغیرهای

[1] Assaad and El-Hamidi

مستقل توانایی تطبیق مناسب را بر مشارکت زنان می‌تواند داشته باشد. برای متغیرهای تحصیلات، سن زن و بچه زیر شش سال یک رابطه غیرخطی درجه دو انتخاب شده که بیش‌ترین تطبیق را با داده‌های پیش‌بینی مشارکت زنان دارد.

در جدول (٤) ضرایب مدل‌سازی و فاصله اطمینان مربوطه و هم‌چنین مقایسه آن‌ها با آماره Z برای مدل غیرخطی هفت متغیره نشان داده شده است. مشخص است که تمامی ضرایب در محدوده مجاز قرار گرفته است. در شکل (۱) نمودار پراکندگی مربع خطا نسبت به مقادیر پیش‌بینی رسم شده است. شیب خط رگرسیون خطی عدد کوچکی حاصل شده که حاکی از وابستگی ناچیز خطا با اعداد پیش‌بینی می‌باشد. آماره دوربین- واتسون در این مدل عدم هم‌بستگی بین خطاها را نشان می‌دهد (DW=۲/۰۳۳). آماره وایت ۵/۲۱ حاصل شده که عدد کوچکی است و مشخص است که این مدل هم‌سانی واریانس در خطا دارد.

جدول ٤. مقایسه آماره‌های ضرایب معادله مشارکت مدل غیرخطی

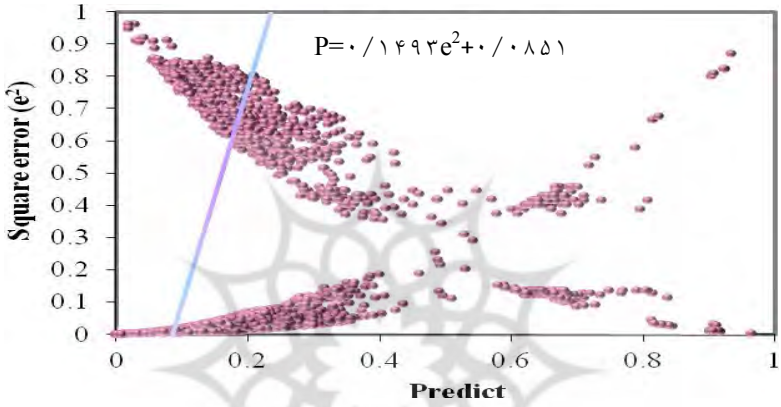
پارامترها	ضرایب	استاندارد خطا	آماره z	P>|z|	محدوده ۹۵٪ اطمینان ظرایب	
β_0	-۲/۷۷۱۱	۰/۰۲۹۱	-۹۵/۲۲۲۲	۰/۰۰۰	-۲/۸۲۸٤	-۲/۷۱۳۸
$\beta_1 edu^2$	۰/۱۹۰۹	۰/۰۰٦٥	۲۹/۲٦۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۷۷٥	۰/۲۰٤۳
$\beta_2(INC)$	-۰/۰۲٦۱	۰/۰۰۲۷	-۹/۸۳۲۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۸۹	-۰/۰۱۳۲
$INC^{\beta 3}$	۱/٦۰×۱۰$^{-٥}$	۱/۲۸×۱۰$^{-٦}$	۱۲/٤۷۱۲	۰/۰۰۰	۱/۲٤×۱۰$^{-٥}$	۱/۹٦×۱۰$^{-٥}$
$\beta_4(UR)$	۰/۱۹٦۸	۰/۰۱۹۰	۱۰/۳٤۷٦	۰/۰۰۰	۰/۱۲۱٥	۰/۲۷۲۱
$\beta_5(AK6)$	۰/۰٥٦۷	۰/۰۰٥۳	۱۰/۷٥٤۸	۰/۰۰۰	۰/۰۳۷۹	۰/۰۷٥٦
$\beta_6(UK6)^2$	-۰/۰٤٥٦	۰/۰۰٤٥	-۱۰/۱۷۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲٦۹	۰/۰٦٤٤
$\exp(\beta_7 WM)$	-۰/۷٦۸۱	۰/۰۲٤۱	-۳۱/۸۹۱٥	۰/۰۰۰	-۰/۸۱۷۳	-۰/۷۱۸۹
$\beta_8 edg$	۰/۰۲۸۹	۰/۰۰۲۹	۱۰/۱۳۸٥	۰/۰۰۰	۰/۰۱٦۸	۰/۰٤۱۰
$\beta_9 edg^2$	۰/۱٦٤۰	۰/۰۱۲۹	۱۲/۷۳۷۷	۰/۰۰۰	۰/۱۲۸۳	۰/۱۹۹٦

اثر متغیرها بر همسانی خطا برای مدل غیرخطی با آماره ضریب لاگرانژ[1] (LM) (برا و بلیس[1] ۲۰۰۱) آزمون شده است. مقدار آماره LM برای ضرایب $\beta_{10}, \beta_9, \beta_7$ برابر با ۲/۱۱ حاصل شده

[1] Lagrange Multiplier

که از مقدار مجاز (مقدار تابع χ^2 با سطح معناداری ۵ درصد و دو درجه آزادی، برابر با ۵/۹۹۱) کمتر است. بنابراین سه جزء $\beta_{10} age^2, \beta_9 age$ و $\beta_7 (AK6)$ در معادله مشارکت غیرخطی باعث ناهم‌سانی واریانس نمی‌گردد.

شکل ۱. معادله خط پیش‌بینی نسبت به توان دو خطا در مدل غیرخطی



٤. مقایسه مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک با مدل غیرخطی

معادله پارامتریک مدل مشارکت به صورت زیر می‌باشد.

$$f(X\beta) = \beta_0 + \beta_1 UR + \beta_2 age + \beta_3 wm + \beta_4 INC + \beta_5 UK6 + \beta_6 AK6 + \beta_7 edu \qquad (۱۲)$$

مدل پارامتریک برای داده‌های با اثر مقطعی ایجاد ناهم‌سانی واریانس می‌کند به عبارتی دیگر، مدل لاجیت پارامتریک برای زنان با مشخصات فردی و اقتصادی یکسان، پاسخ مشابه‌ای از احتمال مشارکت برآورد کرده که ممکن است عکس العمل زنان به مشارکت در بازار کار متفاوت باشد. مدل لاجیت پارامتریک جهت تخمین پارامترهای تابع مشارکت زنان بر پایه فروض استاندارد کلاسیک استوار است. در صورت عدم برقراری این فروض (جملات خطا از تابع توزیع نرمال با میانگین صفر پیروی می‌کنند) تخمین حاصله از اعتبار کم‌تری برخوردار است. بنابراین برای پرهیز از نقایص مدل لاجیت از تکنیک‌های اقتصاد سنجی ناپارامتریک استفاده شده است (فرولیک

[1] Bera and Bilias

۲۰۰٦) که به توان به کمک آن فرض تصادفی بودن تخمین را برای هر نفر به صورت مجزاء لحاظ نمود. روش‌های لاجیت ناپارامتریک موضعی برای تخمین ضرایب مدل مشارکت زنان ایرانی استفاده شده که با استفاده از رویه حداکثر درست نمایی به صورت زیر قابل بیان است (فرولیک ۲۰۰٦، کشاورز حداد و باقری قنبر آبادی ۱۳۹۰):

$$ML(\beta) = \sum_{i=1}^{n} \{\ln[pi]\ \ yi + \ln[1-pi](1-yi)\} K_H(X - xi) \qquad (۱۳)$$

از آنجا که متغیر X شامل متغیرهای گسسته و پیوسته است، بنابراین تابع کرنل هیبریدی $K_H(X-xi)$ معرفی‌شده توسط راسن و لی[1] (۲۰۰٤) به عنوان وزن استفاده می‌شود.

(۱٤)

$$K_{\substack{h,\delta,\lambda \\ k=1,\ldots,n}}(X_i - x_k) = \prod_{q=1}^{q_1} K\left(\frac{X_{q,i} - x_{k,q}}{h}\right) \prod_{q=q+1,}^{q_2} \delta^{|X_{q,i} - x_{k,q}|} \prod_{q=q_2+1}^{Q} \lambda^{1(X_{q,i} \neq x_{k,q})}$$

برای این تابع کرنل $\{\lambda, \delta, h\} = \{0.76, 0.84, 9.19\}$ محاسبه شده است و Q تعداد کل متغیرها؛ برابر با ۷ است. q_1 تعداد متغیرهای پیوسته که شامل متغیر ثروت و دستمزد شوهر است ($q_1 = 2$). $q_2 - q_1$ تعداد متغیرهای گسسته و رتبه‌بندی شده را نشان می‌دهد که شامل سن زن، سواد، بچه بالای شش سال و زیر شش سال می‌باشد بنابراین $q_2 = 6$ و این مدل شامل یک متغیر مجاری شهری و روستایی می‌باشد. نتایج ضرایب مدل تحلیل رگرسیون ناپارامتریک و پارامتریک (۱۲) بر مبنای رویه رگرسیون حداکثر درست نمایی در جدول ۵ درج شده است. مشخص است که اثر متغیرها در دو مدل پارامتریک و ناپارامتریک یکسان (هم علامت) برآورد شده اما، میزان تاثیر هر متغیر متفاوت (مقدار ضرایب متفاوت) برازش شده است. به طوری که بچه بالای شش سال تاثیر مثبت بیش‌تری و بچه زیر شش سال و دستمزد شوهر تاثیر منفی بیش‌تری در مدل ناپارامتریک نسبت به مدل پارامتریک نشان داده است. ثروت و دستمزد شوهر هر دو متغیر بر مشارکت زنان اثر منفی داشته، زیرا افزایش درآمد خانوار موجب می شود که فرد رمان بیش‌تری را به فراغت اختصاص دهد از این‌رو، افزایش فراغت بر تصمیم‌گیری زن به مشارکت تاثیر گذاشته و موجب کاهش احتمال حضور آنان در بازار کار می‌گردد.

[1] Racine and Li

جدول ۵. ضرایب مدل پارامتریک و ناپارامتریک

پارامترها	پارامتریک		ناپارامتریک	
	ضرایب	استاندارد خطا	ضرایب	استاندارد خطا
β_0	-۲/۵۱۱۱	۰/۰۲۸۰	-۲/۸۱۹۷	۰/۰۳۰۵
$\beta_1(UR)$	-۰/۰۳۱۲	۰/۰۰۱٤	-۰/۰۲۱٤	۰/۰۰۱۰
$\beta_2 edg$	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱٦۳	۰/۰۰۱۱
$\beta_3 WM$	-۰/۰٦۱۳	۰/۰۰۳۷	-۰/۱۱۳۵	۰/۰۰٦٤
$\beta_4(INC)$	-۰/۰۰۳٤	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۵٦	۰/۰۰۰٤
$\beta_5(UK6)$	-۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۰۵	-۰/۰٤۵۳	۰/۰۰۳٦
$\beta_6(AK6)$	۰/۰٦۰٦	۰/۰۰٤۲	۰/۱۱۲۵	۰/۰۰۹۳
$\beta_7 edu$	۰/٦۳۳۹	۰/۰۲۸۷	۰/٦۳٤۱	۰/۰۳۱۱

چندین آماره مقایسه بر مبنای مدل‌های لاجیت غیرخطی، پارامتریک و ناپارامتریک در جدول (٦) ارایه شده است.

جدول ٦. مقایسه مدل های مختلف ارایه شده جهت مشارکت

سازی‌مدل	ضریب کارایی (EF)	آماره وایت	ضریب لاگرانژ	$-2ML(\beta)$	های برآورد یک شده (۱)
پارامتریک	۰/۰۷٤۹	٤۳/۷۸	۹/۰۲	٤۲۲۸/٤	۲۱۱
ناپارامتریک	۰/۰۷۱٤	٤/۱۹	۰/٤۲	٤۲۳۷/۲	٤۹۱
غیرخطی	۰/۱۰۱۵	۵/۲۱	۰/۹۱	٤۰۸٦/٦	٦۳٤

(۱) تعداد یک های واقعی در داده ها برابر با ۱٦۳۲ عدد است

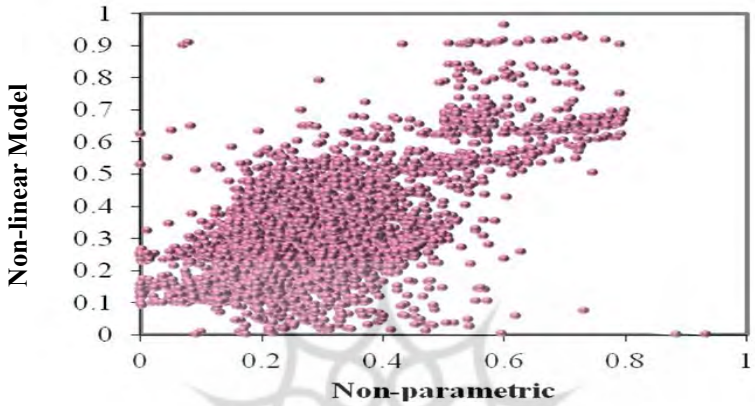
مشخص است که ضریب کارایی (EF) مدل غیرخطی نسبت به مدل‌های پارامتریک و ناپارامتریک بیش‌تر نتیجه شده است. آماره وایت مدل غیرخطی بسیار نزدیک به مدل ناپارامتریک

حاصل شده بنابراین همانند مدل ناپارامتریک ەسانی واریانس دارد. اما، مدل غیرخطی خطای کم تری نسبت به مدل ناپارامتریک دارد (مقدار تابع حداکثر درست نمایی $-2ML(\beta)$ کم‌تری دارد). تعداد احتمال‌های مشارکت بیشتر از ۰/۵، (زنان کارمند) برای هر مدل در جدول (٦) به صورت یک‌های برآورد شده، نشان شده است. مشخص است مدل ناپارامتریک نسبت به مدل پارامتریک تعداد یک‌های بیشتری برآورد نموده است (در حدود ۲/٤ برابر). مدل غیرخطی یک‌های بیش‌تری را نسبت به مدل ناپارامتریک تخمین زده است (اختلاف یک ها در حدود ۱۳۰ عدد می‌باشد). از این رو، مدل غیرخطی ارایه شده علاوه بر تخمین مناسب، کارایی بیش‌تری نیز نسبت به مدل پارامتریک و ناپارامتریک دارد.

آماره ضریب لاگرانژ، برای این مدل غیرخطی (۱۱) با حذف متغیر سن زن، برای مدل ناپارامتریک با حذف متغیر ثروت و تعداد بچه بالای شش سال و برای مدل ناپارامتریک با حذف متغیرهای بچه بالای شش سال و ثروت (این متغیرها بیش‌ترین مقدار آماره Z را دارند) محاسبه شده که در جدول (٦) مقدار آن درج گردیده است. آماره ضریب لاگرانژ برای مدل لاجیت پارامتریک، برابر با ۹/۰۲ نتیجه شده که در ناحیه بحرانی قرار گرفته (۳/۸٤۱) و فرض عدم ناهم سانی واریانس این مدل تایید می‌گردد. بنابراین جملات خطای مدل پارامتریک نسبت به متغیرهای ثروت و تعداد بچه بالای شش ناهمسان نتیجه شده است. مدل مشارکت ناپارمتریک (۱۳) ضریب لاگرانژ آن خیلی کمتر از مقدار مجاز (۳/۸٤۱) نتیجه شده است. بنابراین مدل مشارکت ناپارامتریک نسبت به جزء ثروت و بچه بالای شش سال هم‌سانی واریانس خطاها دارد که ممکن است به علت در نظر نگرفتن توزیع خاصی برای خطای مدل رگرسیونی باشد. حسن مدل ناپارامتریک، نسبت به پارامتریک برطرف کردن ناهم‌سانی واریانس می‌باشد.

در شکل (۲) نمودار پراکندگی داده‌های مدل غیرخطی نسبت به مدل ناپارامتریک نشان داده شده است. مشخص است که پراکندگی اعداد در این دو مدل بسیار زیاد می‌باشد بنابراین می‌توان اظهار داشت که مدل‌غیرخطی نسبت به مدل ناپارامتریک از نتایج متفاوتی برخوردار است و مقدار احتمال مشارکت در این دو مدل متفاوت نتیجه شده است.

شکل ۲. نمودار پراکندگی داده‌های مدل غیرخطی و ناپارامتریک



۵. بحث نتایج مدل‌سازی

اثر نهایی متغیرهای ورودی با استفاده از مدل غیرخطی (رابطه ۱۵) و هم‌چنین مدل‌های پارامتریک (معادله ۱۶، لکنر ۱۹۹۱) و ناپارامتریک مبتنی بر تابع کرنل موضعی (فرولیک ۲۰۰۶، کشاورز حداد و باقری قنبر آبادی ۱۳۹۰) مقایسه شده است. نتایج تاثیر متغیرهای تحصیلات، ثروت، بچه بالای شش سال، بچه زیر شش سال، دستمزد ماهانه شوهر و سن زن در جدول (۷) ارایه گردیده است. عکس‌العمل زنان نسبت به حضور در بازار کار با مشخصات فردی یکسان در مدل‌های غیرخطی، ناپارامتریک و پارامتریک، به ازای تغییر بعضی از متغیرها، متفاوت نتیجه شده است. به طوری که تاثیر احتمال مشارکت زن نسبت به متغیر تحصیلات در مدل پارامتریک نسبت به مدل‌های ناپارامتریک و غیرخطی متفاوت نتیجه شده است.

متغیرهایی هم‌چون تحصیلات، بچه بالای شش سال و سن زن تاثیر مثبتی بر احتمال حضور آن در بازار کار دارد که بیش‌ترین تاثیر به ازای متغیر تحصیلات حاصل شده است. از این‌رو، می‌توان اظهار داشت که در صورت افزایش تحصیلات زن، اثر مثبتی از تصمیم‌گیری زن جهت حضور در بازار کار شاهد خواهیم بود. متغیرهای بچه زیر ٦ سال، دستمزد همسر و ثروت اثر منفی بر مشارکت زن را دارند که بیش‌ترین اثر منفی به ازای دستمزد شوهر در مدل‌های پارامتریک و

ناپارامتریک و در مدل غیرخطی به ازای بچه زیر شش سال حاصل گردیده است. نیاز به نگهداری و تربیت کودک بچه زیر شش سال موجب افزایش زمان حضور زن در خانه شده بنابراین موجب کاهش احتمال حضور زن در بازار کار می‌شود. انعطاف‌پذیری تغییرات فرزند زیر شش سال در مدل غیرخطی ارایه شده بر خلاف مدل پارامتریک به خوبی مشاهده شده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی سازگاری لازم را جهت برآورد احتمال مشارکت زنان تامین می‌کند.

جدول ۷. مقایسه اثر نهایی متغیرهای ورودی در مدل‌های پارامتریک، ناپارامتریک و غیرخطی

متغیرها	مشاهدات	مدل پارامتریک		مدل ناپارامتریک		مدل غیرخطی	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
تحصیلات	۱۰۲۷۳	۰/۰۶۴۵	۰/۰۲۶۴	۰/۰۸۲۹	۰/۰۲۷۲	۰/۰۸۳۹	۰/۰۶۸۶
ثروت	۱۰۲۷۳	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۲۰	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۲۰	-۰/۰۰۶۲	۰/۰۱۳۹
بچه بالای ۶	۱۰۲۷۳	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۲۷
بچه زیر ۶	۱۰۲۷۳	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۷	-۰/۰۲۶۲	۰/۰۲۵۱
دستمزد شوهر	۱۰۲۷۳	-۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۸۶	-۰/۰۱۱۰	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۷۴
سن زن	۱۰۲۷۳	$۸/۴\times۱۰^{-۶}$	$۳/۴\times۱۰^{-۶}$	$۱/۳\times۱۰^{-۵}$	$۶/۳\times۱۰^{-۵}$	$۴/۱\times۱۰^{-۵}$	$۱/۶\times۱۰^{-۵}$

۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

یک معادله ریاضی غیرخطی دودویی (لاجیت) برای برآورد احتمال مشارکت زنان ایرانی ارایه شده است که شامل متغیرهای مستقل پیوسته (درآمد همسر و ثروت)، گسسته (سن، شهری و روستایی، تعداد فرزندان بالا و زیر ۶ سال) و رتبه بندی شده (سواد) می‌باشد. نتایج زیر را به صورت خلاصه می تواند برای این مدل بیان کرد.

۱- مدل غیرخطی ارایه شده وابستگی بین جملات خطا مشاهده شده است.

۲- حسن مدل ناپارامتریک نسبت به پارامتریک برطرف کردن ناهم‌سانی واریانس خطا می‌باشد. اما نسبت به مدل‌غیرخطی هم‌بستگی کم‌تری و خطای بیش‌تری را برآورد نموده است.

۳- رویه ارایه شده مدل‌سازی لاجیت بر مبنای بهترین فرم تابع ریاضی، باعث شده است که مدل غیرخطی ارایه شده همانند مدل ناپارامتریک مدل ناپارامتریک همسانی واریانس داشته باشد.

٤- مدل غیرخطی ارایه شده انعطاف پذیری مناسبی برای پیش‌بینی مشارکت زنان در بازار کار داشته و سازگاری لازم را جهت برآورد احتمال مشارکت زنان فراهم می‌کند.

۵- نتایج برآورد پیش‌بینی مدل مشارکت غیرخطی و ناپارامتریک متفاوت نتیجه شده است و پراکندگی چشم‌گیری بین داده‌های برآورد شده این دو مدل مشاهده شده است که با توجه به ضریب کارایی بیش‌تر مدل غیرخطی صحت برآورد آن از مدل ناپارامتریک بیش‌تر است. از این‌رو، مدل غیرخطی نسبت به مدل ناپارامتریک کاراتر است.

٦- بیش‌ترین اثر مثبت به ازای متغیر تحصیلات زن و بیش‌ترین اثر منفی نسبت به متغیر بچه زیر شش سال بر احتمال حضور زنان ایرانی در مدل غیرخطی پیشنهادی، حاصل گردیده است.

منابع

- سالنامه آماری کشور سال ۱۳۸۸، مرکز آمار ایران
- کشاورز حداد، غلامرضا، باقری قنبرآبادی، مرتضی (۱۳۹۰). تحلیل احتمال مشارکت زنان شهری و روستایی ایران در بازار کار با استفاده از روش های اقتصادسنجی پارامتریک و ناپارامتریک. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۹۷: ۱۵۱-۱۷٤.

- Assaad, R., & El-Hamidi, F. (2002). *Female labor supply in Egypt: Participation and Hours of Work*. In Human Capital: Population economics in The Middle East. Ismail Sirageldin (Ed.). London: I.B. Tauris
- Bera, A. K., & Bilias, Y. (2001). Rao's Score, Neyman's C (α) and Silvey's LM tests: An Essay on Historical Developments and Some New Results. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 97:9-44.
- Berulava, G., Chikava, G., 2012. The determinants of household labor supply in Georgia, France and Romania: a comparative study. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 5 (9), 141-164.
- Bianco, A.M., & Martínez, E. (2009). Robust testing in the logistic regression model. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53: 4095-4105.
- Chiappori, P.A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56: 63-89.

- Chiappori, P.A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100: 437-67.
- Cynthia, B.L., & Beth, T.N. (1979). *The economics of six differentials*. New York, Columbia University Press.
- Donni O., & Moreau, N. (2007). Collective labor supply: A single-equation model and some evidence from French data. *The Journal of Human Resources*, XLII: 214-246.
- Durbin J., & Watson, G.S., (1971). Testing for serial correlation in least squares regression III. *Biometrika* 58, 1–19.
- Fortin, B., & Lacroix, G. (1997). A test of neoclassical and collective models of household labor supply. *Economic Journal,* 107: 933-955.
- Frolich, M. (2006). Non-parametric regression for binary dependent variables. *Econometrics Journal*, 9: 511–540.
- García, J., & María J. S. (2002). *Female Labor Supply in Spain: The Importance of Behavioural Assumptions and Unobserved Heterogeneity Specification*. Department of Pampeu Fabra.
- Gerfin, M. (1996) .Parametric and semi-parametric estimation of the binary response model of labor market participation. *Journal of Applied Econometrics*, 11:321–39.
- Gong, X., & van Soest, A. (2000). Family structure and female labour supply in Mexico City. *IZA Discussion*, Paper No: 214.
- Killingworth, M.R., & Heckman, J. (1986). *Female labor supply: a survey*, chapter 2 in orley Ashenfelter and Richard Layard eds, *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1: New York: Elsevier Science Publishers Bv, 103-204.
- Leckner, M. (1991). Testing logit models in practice. *Empirical Economics*, 16(2), 177-198.
- Maalouf, M., & Trafalis, T.B. (2011). Robust weighted kernel logistic regression in imbalanced and rare events data. *Computational Statistics and Data Analysis,* 55:168-183
- Mincer, J. (1962). *Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply*. Aspects of Labor Economics, Princeton, N.J.: National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 63-105.
- Nawata, K. (1995). Estimation of the sample-selection models by the maximum likelihood estimator and Heckman's two-step estimator. *Economic Letter*, 45:33–40.
- Racine, J., & Li, Q. (2004). Nonparametric estimation of regression functions with both categorical and continuous data. *Journal of Econometrics*, 119: 99–130.
- White, H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified Models. *Econometrica*, 50:1-25

- Willmott, C.J., & Matsuura, K. (1998). On the use of dimensioned measures of error to evaluate the performance of spatial interpolators. *International Journal of Geographical*, 86: 121-136.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی