مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۹۷ / زمستان ۹۰ / صفحات ۱۷۴- ۱۵۱

تحلیل احتمال مشارکت زنان شهری و روستایی ایران در بازار کار با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پارامتریک و ناپارامتریک

غلامرضا کشاورز حداد*
دانشیار دانشگاه صنعتی شریف گروه اقتصاد - G.K.haddad@Sharif.edu

مرتضی باقری قنبرآبادی
فارغ‌التحصیل دانشگاه صنعتی شریف گروه اقتصاد Baghery.morteza@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۵/۱ تاریخ پذیرش: ۸۹/۸/۳

چکیده

نرخ باروری زنان ایران طی سال‌های اخیر روند کاهشی چشم‌گیری را نشان داده است، از سوی دیگر برخلاف کاهش نرخ باروری، کشور با افزایش چشم‌گیر خدمات بازاری جانشین فعالیت‌های مربوط به خانه‌داری خانم‌ها، نظیر مهدکودک‌ها و واحدهای تولید و عرضه‌ی مواد غذایی روبه‌رو بوده است، که این پدیده خود می‌تواند به عنوان نشانه‌ای از افزایش مشارکت زنان در بازار کار و کاهش فعالیت‌های درون خانه شناخته شود. در این تحقیق رفتار مشارکت نیروی کار زنان متأهل در قالب نظریه‌ی تخصیص کلاسیک زمان افراد، با استفاده از دو روش پارامتریک لاجیت و ناپارامتریک لاجیت موضعی، و داده‌های بودجه خانوار ایران ۱۳۸۵، مورد بررسی قرار می‌گیرد. یافته‌های تخمین‌های پارامتریک نشان می‌دهد که سن و سطح تحصیلات تأثیری مثبت بر احتمال مشارکت در بازار کار زنان روستایی و شهری دارد، هم‌چنین درآمد غیرکاری فرد و درآمد شوهر، اثر منفی بر حضور زن روستایی و شهری گذاشته است، در حالی‌که زنان شهری میزان درآمد غیرکار را در تصمیم‌گیری لحاظ نمی‌کنند. وضعیت مسکن زن روستایی اثر منفی و معناداری بر حضور او در بازار کار داشته است، ولی اثر این متغیر برای زن شهری مثبت است، ولی معنادار نیست. تعداد فرزندان کم‌تر از ۶ سال اثر مثبت معناداری بر حضور زن روستایی در بازار کار گذاشته است، ولی در تصمیم‌گیری زن شهری معنادار نیست. هم‌چنین تعداد فرزندان بالای ۶ سال بر مشارکت زنان روستایی اثری مثبت گذاشته - است، ولی این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تصمیم ورود به بازار کار زنان شهری ندارد. نتایج روش ناپارامتریک مانند روش پارامتریک نشان می‌دهد که به‌طور میانگین متغیرهای سن، سطح تحصیلات و تعداد فرزندان بالای ۶ سال احتمال حضور زنان شهری و همین‌طور روستایی در بازار کار را افزایش داده است. سن، اثر مثبت، ولی کاهش بر احتمال مشارکت و درآمد خانوار اعم از درآمد غیرکار و درآمد شوهر، تعداد فرزندان زیر ۶ سال و وضعیت مسکن زنان شهری و روستایی بر حضور آن‌ها در بازار کار اثر منفی دارد.

طبقه‌بندی JEL : J13, C25, C14

کلید واژه‌ها: مشارکت زنان متأهل در بازار کار، روش برآورد ناپارمتریک و پارامتریک و بازار کار ایران

---

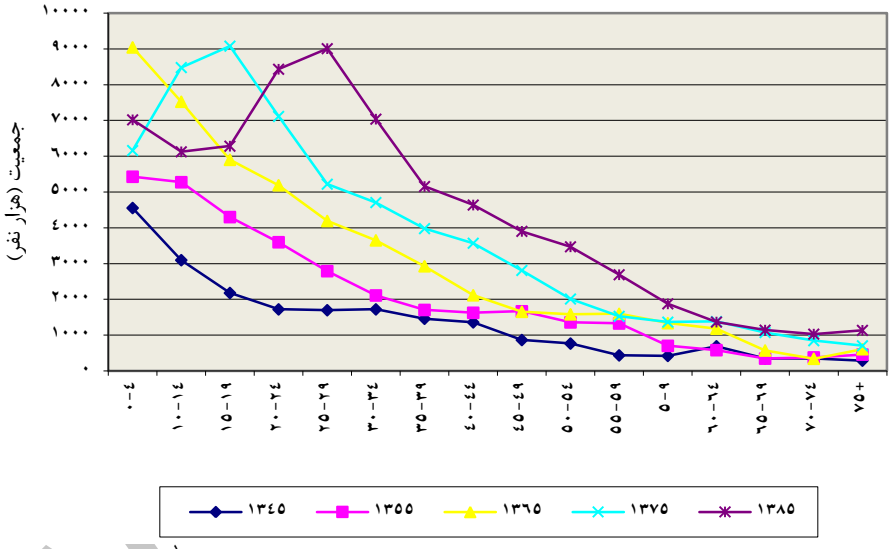
*- نویسنده مسئول

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

یکی از مسائلی که ایران در سال‌های اخیر با آن روبه‌رو بوده، مشکل بیکاری است. مهم‌ترین عاملی که می‌تواند علت بیکاری را توضیح دهد، نرخ بالای رشد عرضه‌ی نیروی کار، حاصل از انفجار جمعیت در اوایل دهه‌ی ۱۳۶۰ می‌باشد. همان‌طور که از نمودار نیز مشاهده می‌شود، افزایش جمعیت بین ۲۰ تا ۳۰ سال در سال ۱۳۸۵ ناشی از رشد جمعیت بین ۰ تا ۱۰ سال در دهه‌ی ۶۰ است. این جمعیت به تدریج وارد بازار کار شده‌اند، در نتیجه به‌دلیل نبود فرصت‌های شغلی کافی، امروزه بحران بیکاری با نرخ دو رقمی مشکلات خود را نمایان کرده است.



نمودار ۱- توزیع سنی جمعیت ایران در سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۵[۱]

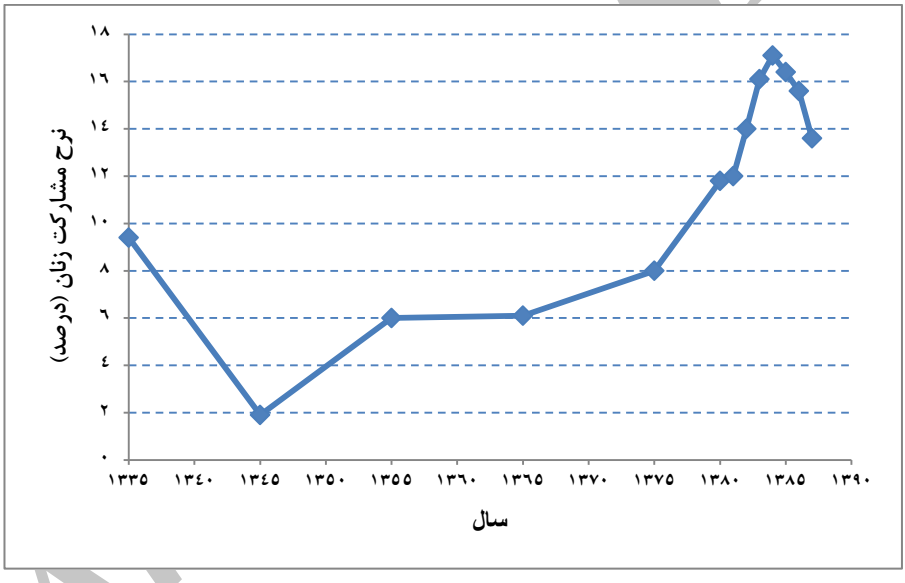
دومین عامل را می‌توان به بالا رفتن نرخ مشارکت زنان (نسبت جمعیت فعال زن به کل جمعیت زنان) نسبت دارد. شکل ۲، تغییرات مشارکت زنان را طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد. همان‌طور که دیده می‌شود، مشارکت زنان در بازار کار روندی صعودی را از خود نشان می‌دهد. هم‌چنین نگاهی به نرخ مشارکت زنان و مردان در گروه‌های مختلف سنی، نشان می‌دهد که در گروه سنی ۱۵ تا ۱۹ سال، نرخ مشارکت مردان و زنان در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال قبل، به‌ترتیب ۲۷/۵ درصد و ۹ درصد کاهش داشته

۱- برگرفته از اطلاعات اقتصاد ایران (مسعود نیلی) سال ۱۳۸۵.

www.SID.ir

است، در مورد گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ سال، نرخ مشارکت مردان روندی کاهشی داشته و از ۹۱ درصد به ۷۴ درصد رسیده است، در حالی‌که نرخ مشارکت زنان در طی این دوره از ثبات بیش‌تری برخوردار بوده و از ۱۴ درصد به ۱۵/۵ درصد رسیده است.

در مورد سایر گروه‌های سنی، نرخ مشارکت مردان روندی کاهنده و نرخ مشارکت زنان، روندی فزاینده داشته است. به‌طور کلی روند مشارکت مردان و زنان در طی دو دهه‌ی اخیر حکایت از یک تحول ساختاری در توزیع جنسیتی نیروی کار دارد. از مهم‌ترین دلایل افزایش در نرخ مشارکت زنان را می‌توان افزایش سطح تحصیلات زنان ایران عنوان کرد.



مأخذ: مرکز آمار ایران

نمودار ۲- نرخ مشارکت زنان در بازار کار ایران ۱۳۳۵-۱۳۸۵[۱]

جدول ۱، افزایش سطح تحصیلات در میان زنان را تأیید می‌کند. از دیگر عوامل مؤثر بر وضعیت مشارکت زنان در بازار کار، وضعیت تأهل زنان است. جدول (۲)، اطلاعاتی در مورد وضعیت ازدواج زنان فعال اقتصادی ارائه می‌دهد.

۱- مرکز آمار ایران سالنامه‌ی آماری کشور سال ۱۳۸۵.

www.SID.ir

جدول ۱- جمعیت زنان باسواد (همه سنین) در مقایسه با مردان باسواد ۱۳۳۵- ۱۳۸۲ (میلیون نفر)[۱]

		۱۳۳۵	۱۳۴۵	۱۳۵۵	۱۳۶۵	۱۳۷۵	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲
زنان باسواد	کل	۰.۵	۱.۶	۴.۷	۹.۸	۱۴.۹	۲۴.۳۳	۲۴.۸۹	۲۶.۳۰
	درصد	۵.۴	۱۲.۹	۲۸.۹	۴۰.۵	۵۵.۰	۷۶.۹۷	۷۷.۸	۷۹.۷
مردان باسواد	کل	۱.۴	۳.۹	۸.۲	۱.۱	۱۹.۱	۲۹.۲۵	۲۹.۶۴	۳۱.۰۱
	درصد	۱۴.۶	۲۹.۱	۷۴.۱	۵۵.۷	۶۶.۳	۸۶.۰۷	۸۷.۲	۸۸.۸

مأخذ: مرکز آمار ایران

جدول ۲- زنان فعال اقتصادی بالای ده سال از لحاظ وضعیت ازدواج در سال ۱۳۸۰ – ۱۳۸۲ (درصد)

	سال	کل	متأهل	سرپرست خانوار(بیوه و مطلقه)	مجرد
شاغل	۱۳۸۰	۱۰۰	۶۳.۵	۷	۲۹.۱
	۱۳۸۱	۱۰۰	۶۳.۱	۵.۷	۳۱.۲
	۱۳۸۲	۱۰۰	۶۴.۰	۵.۷	۳۰.۳
بی کار و جویای کار	۱۳۸۰	۱۰۰	۱۸.۲	۱.۶	۸۰.۲
	۱۳۸۱	۱۰۰	۱۸.۵	۱.۷	۷۹.۸
	۱۳۸۲	۱۰۰	۲۰.۳	۱.۳	۷۸.۴

مأخذ: مرکز آمار ایران

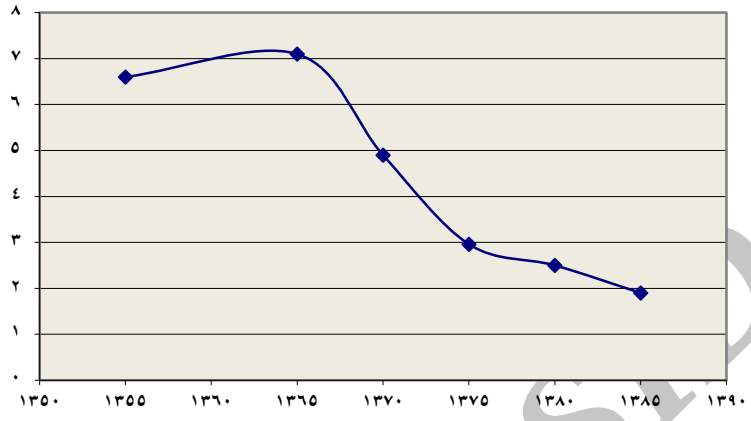
همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ بیش از نیمی از جمعیت فعال اقتصادی زنان را زنان متأهل تشکیل داده‌اند. هم‌چنین نگاهی به روند تغییرات نرخ باروری[۲] در میان زنان متأهل نشان می‌دهد که نرخ باروری در میان زنان در طی سال‌های اخیر کاهش پیدا کرده است. از نمودار ۳ مشاهده می‌شود، نرخ باروری در میان زنان در طول سال‌های اخیر روندی نزولی داشته، به‌طوری‌که این نرخ از ۷/۲ در سال ۱۳۶۵، به ۱/۹ در سال ۱۳۸۵ رسیده است.

۱- مرکز آمار ایران سالنامه‌ی آماری ۱۳۸۲.

۲- نرخ باروری به صورت متوسط تعداد فرزندانی که خانم خانه در طول مدت باروری (بین سنین ۱۵ تا ۴۹ سال) می‌تواند داشته باشد، تعریف می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir



مأخذ: مرکز آمار ایران

نمودار ۳- تغییرات نرخ باروری ۱۳۵۵-۱۳۸۵[1]

یکی از علاقه‌مندی‌های مادران در خانه، تربیت و نگهداری از فرزندان در سنین پایین آن‌هاست. پیامدهای حضور زنان متأهل در بازار کار را می‌توان از جنبه‌ی تأثیر آن بر تربیت بررسی کرد. نمودارهای ۴ و ۵، به‌ترتیب روند تأسیس مهد کودک طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۶ و تعداد محل‌های صرف غذا و نوشیدنی طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۱ را نشان می‌دهند. این نمودارها نشان می‌دهند، تعداد مهدکودک‌ها و تعداد واحدهای صرف غذا به‌ویژه در دهه‌ی ۸۰ روندی صعودی داشته و نشان می‌دهد که افزایش مشارکت زنان سبب افزایش تقاضا برای بهره‌گیری از خدمات مهدکودک‌ها و برونسپاری خدمات خانگی شده و این بدان معنی است که در سال‌های اخیر، خدمات خانگی در ایران که به طور سنتی در دوره‌های گذشته توسط خانم‌ها انجام می‌شد، به بیرون از خانه انتقال یافته و این خدمات بازار محور شده است.

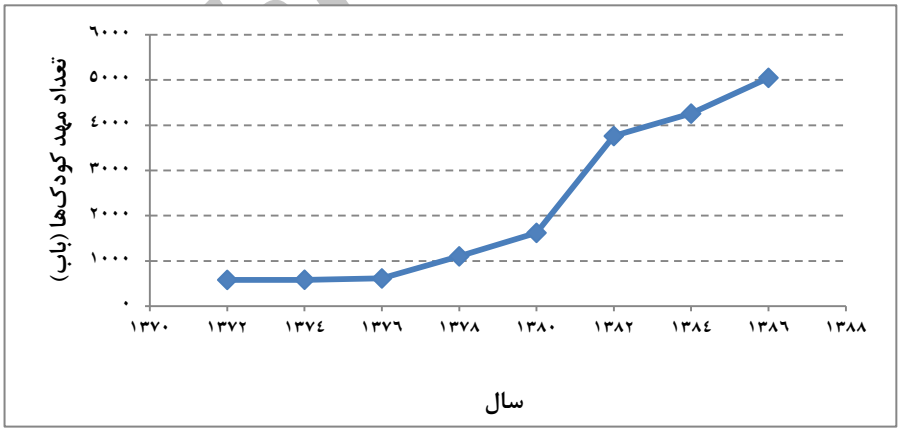
با توجه به نقش پراهمیت زنان در بازار کار و نقش تعیین کننده‌ی آن‌ها در تحولات آینده‌ی بازار کار ایران، این مقاله سعی دارد عوامل مؤثر بر احتمال مشارکت زنان متأهل در این بازار در مناطق شهری و روستایی ایران را شناسایی کند. بدین منظور

۱- سال ۱۳۵۵: مرکز آمار ایران اندازه‌گیری رشد جمعیت.
سال ۱۳۶۵: طه نورالهی، سرشماری جمعیت منابع آمار حیاتی ارایه شده به سمینار رشد جمعیتی ایران ۱۳۷۰.
سال ۱۳۷۰: مرکز آمار ایران آمارهای اجتماعی و اقتصادی خانوار شاخص آمار حیاتی کشور در سال ۱۳۶۵ و ۷۰.
سال ۱۳۷۵: محمد اسماعیل خاص، مقاله ارایه شده به سمینار بررسی شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی ایران آذر ماه ۱۳۷۶.
سال ۱۳۸۰: مرکز آمار ایران اندازه‌گیری رشد جمعیت ایران.
سال ۱۳۸۵: عباسی، چهارمین همایش جمعیت‌شناسی ایران ۱۳۸۶.

Archive of SID
www.SID.ir

فرضیه‌هایی را مطرح می‌شوند. سن، به‌صورت تابعی درجه‌ی دو بر احتمال حضور زن در بازار کار اثر می‌گذارد[۱]، تحصیلات، اثر مثبتی بر مشارکت زن در بازار کار دارد، درآمدهای خانوار به دلیل اثرات جانشینی، اثر منفی بر مشارکت زن در بازار کار می‌گذارد. مسئله‌ی تربیت فرزندان سبب می‌شود که فرزندان زیر ۶ سال اثر منفی بر احتمال مشارکت مادر در بازار کار داشته باشند و به‌دلیل نیاز مالی جهت تأمین مخارج، فرزندان بالای ۶ سال اثر مثبتی بر مشارکت در بازار کار دارند.

این فرضیه‌ها با استفاده از دو روش پارامتریک لاجیت و ناپارامتریک و داده‌های هزینه‌ی درآمد خانوار مرکز آمار ایران، سال ۱۳۸۵ آزمون می‌شوند. در روش پارامتریک با استفاده از فروض اقتصادسنجی که برای توزیع خطاها در نظر گرفته می‌شوند، به بررسی رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان متأهل پرداخته می‌شود. از آن‌جایی که ممکن است زنان به تغییر بعضی متغیرها مانند تعداد فرزندان برای حضور در بازار کار عکس‌العمل‌های متفاوتی را نشان دهند، لذا (در صورت تأیید عکس‌العمل متفاوت) نمی‌توان از نتایج روش پارامتریک توصیفی برای کل جامعه‌ی زنان استفاده کرد. پس از آن، مدل ناپارمتریک را ارائه می‌شود، که با رهایی از فروض اقتصادسنجی و هم‌چنین در نظر گرفتن عکس‌العمل متفاوت در میان زنان، به بررسی رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان می‌پردازد.



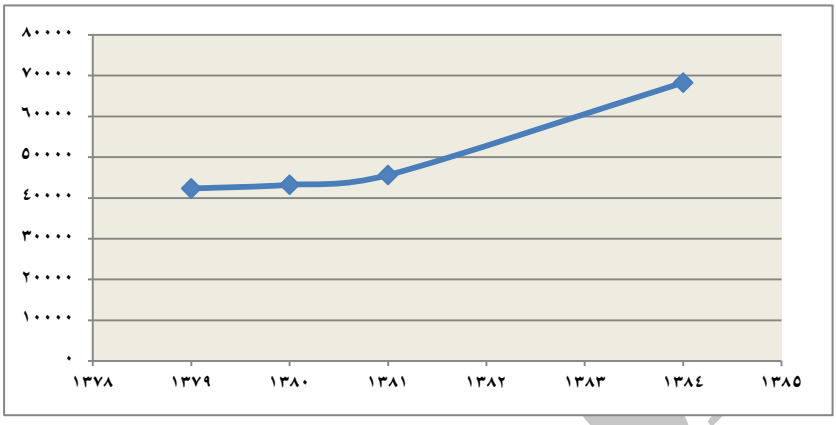
مأخذ: مرکز آمار ایران

نمودار۴- تعداد مهد کودک‌ها ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۶[۲]

۱- سن، اثر مثبتی بر احتمال مشارکت فرد در بازار کار دارد، در حالی‌که با افزایش سن از این احتمال کاسته می‌شود.

۲- نتایج بررسی آماری خدمات مهد کودک بخش خصوصی کشور، بانک مرکزی خردادماه ۱۳۸۷.

www.SID.ir



مأخذ: مرکز آمار ایران

نمودار ۵- تعداد واحدهای صنفی صرف غذا و نوشیدنی[1] ۱۳۸۴-۱۳۷۹

برای تبیین مشارکت نیروی کار زنان شهری و روستایی در بازار کار، در قسمت بعد به ادبیات نظری و تجربی موجود در خصوص نیروی کار زنان پرداخته می‌شود. در بخش سه، مشخص‌نمایی نظری مدل مشارکت نیروی کار زنان و هم‌چنین روش‌های برآورد پارامتریک و ناپارامتریک معرفی می‌شود. در قسمت چهارم این تحقیق، داده‌ها و نتایج حاصل از برآوردهای روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک ارایه می‌شوند و سرانجام بخش آخر به خلاصه و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- سیری در نوشتارهای پیشین

رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان دلالت‌های مهمی برای دیگر پدیده‌ها نظیر ازدواج، باروری، طلاق، توزیع درآمد خانوار و تفاوت دستمزدی زن و مرد دارد. تغییر در رفتار نیروی کار زنان در صده‌ی اخیر به‌ویژه در بازار کار آمریکا سبب شده که به رفتار مشارکت عرضه‌ی نیروی کار زنان توجه ویژه شود. تاکنون مطالعات بسیاری در زمینه عرضه‌ی نیروی کار زنان انجام پذیرفته است. در هر یک از این تحقیقات نکات مختلفی مورد توجه قرار گرفته است. در این بخش به معرفی مدل‌های عرضه‌ی نیروی کار زنان و بیان فرضیات، روابط و مسیر نظری تکامل آن‌ها پرداخته می‌شود.

۱- آمار محل‌های صرف غذا و نوشیدنی، مرکز آمار ایران ۱۳۸۴.

Archive of SID

www.SID.ir

۳- سیری در نوشتارهای پیشین تجربی

در این بخش، تحلیل‌های تجربی عرضه‌ی نیروی کار زنان مورد مطالعه قرار گرفته و یافته‌هایی که به تازگی در این حوزه به‌دست آمده است را مورد بررسی قرار می‌دهیم. افزایش قابل ملاحظه و چشم‌گیر مشارکت زنان ازدواج کرده در بازار کار آمریکا طی دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی، عاملی در جهت انجام مطالعات گوناگون و بررسی عوامل متعدد برای توجیه چنین پدیده‌ای می‌باشد. افرادی مانند بوون و فاینگان[1] (۱۹۶۹)، با وارد کردن متغیرهایی چون درآمد زن، درآمد مرد، ثروت، تحصیلات، تجربه‌ی کاری، سن و تعداد فرزندان، به مدل کردن مشارکت زنان آمریکا پرداخته‌اند.

لکنر[2] (۱۹۹۱)، با استفاده از روش لاجیت به بررسی مشارکت در بازار کار زنان فرانسه پرداخته است. وی در این تحقیق متغیرهایی از قبیل سن، تحصیلات، تعداد فرزندان زیر ۶ سال و بین ۶ یا ۱۸ سال، درآمد شوهر و مصرف را در تابع عرضه‌ی نیروی کار زنان متأهل وارد کرد و با استفاده از روش لاجیت به تخمین ضرایب این متغیرها در تابع عرضه‌ی نیروی کار پرداخته است. لکنر، نشان داد که سن و تحصیلات اثر مثبتی در احتمال مشارکت زن در بازار کار دارند و هم‌چنین متغیرهای تعداد فرزندان، درآمد همسر و مصرف اثر منفی بر احتمال مشارکت می‌گذارند. وی هم‌چنین به بررسی ناهمسانی واریانس در مدل لاجیت پرداخته و با آزمون فرضیه، وجود ناهمسانی واریانس را در مدل لاجیت استفاده شده، تأیید کرده، ولی به رفع ناهمسانی واریانس نپرداخته است.

گرفین[3] (۱۹۹۶)، عرضه‌ی نیروی کار زنان متأهل آلمانی و سوئدی را بررسی کرده است. وی در این تحقیق با استفاده از روش‌های پروبیت، مدل شبه پارامتریک لکنر (۱۹۹۱) و مدل شبه پارامتریک کلین واسپادی (۱۹۹۳)، به مقایسه‌ی نتایج این مدل‌ها در رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان پرداخته است. وی در مدل پروبیت نشان داد که متغیرهای سن و تحصیلات اثر مثبت و متغیرهای تعداد فرزندان و درآمد خانوار اثر منفی بر مشارکت زنان متأهل آلمانی و سوئدی می‌گذارند. وی هم‌چنین ناهمسانی واریانس را در مدل پروبیت آزمون کرد که فرض صفر مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس رد شد. گرفین، به‌منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش‌های شبه‌پارامتریک استفاده کرده است. در روش‌های شبه پارامتریک کلین و اسپادی و لکنر، همان نتایج

1- Bowen & Finegan.
2- Lechner.
3- Gerfin.

Archive of SID

www.SID.ir

مدل پروبیت برای ضرایب متغیرهای واردشده در تابع عرضه‌ی نیروی کار حاصل شده است.

گارسیا[1] (۲۰۰۲)، به بررسی رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان اسپانیا پرداخته است. از آن‌جایی که افراد با مشخصات اجتماعی و اقتصادی مانند هم رفتار مشارکتی متفاوتی را در بازار کار از خود نشان می‌دهند، لذا وی در این تحقیق با استفاده از رویکرد نئوکلاسیک نیروی کار، با داخل‌کردن عبارت تصادفی ناهمگنی غیر قابل مشاهده، ε، در تابع مطلوبیت نئوکلاسیک، $U = U(G, L; X, \varepsilon)$، به بررسی ناهمگنی رفتار در میان زنان برای مشارکت در بازار کار پرداخته است. او مشکل ناهمسانی واریانس را از طریق رویکردهاسمن در رفع ناهمسانی واریانس، برطرف کرده است. نتایج تخمین نشان می‌دهد که درآمد شوهر اثر منفی، درآمد غیر کار اثر مثبت و تعداد فرزندان زیر و بالای ۶ سال اثر منفی بر حضور زن در بازار کار می‌گذارند. مارتینز[2] (۲۰۰۱)، با استفاده از مدل‌های دو مرحله‌ای هکمن و روش شبه- پارامتریک کلین و اسپادی، تابع عرضه‌ی نیروی کار زنان پرتغال را به‌دست آورده و به مقایسه‌ی نتایج حاصل از دو روش پارامتریک و شبه - پارامتریک پرداخته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که در روش شبه – پارامتریک، درآمد شوهر در سطح معناداری ۵ درصد که با استفاده از مدل ناپارامتریک معنادار نبوده، معنادار شده است. شیخ انصاری و سوری (۲۰۰۵)، در تحقیق خود رفتار مشارکت زنان (اعم از متأهل و غیر متأهل) در بازار کار ایران در سال ۲۰۰۳ را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق آن‌ها در ابتدا با تخمین سن اولین ازدواج و درون‌زا در نظر گرفتن نرخ باروری به تخمین نرخ باروری پرداخته و در مرحله‌ی بعد رفتار عرضه‌ی نیروی کار زنان با استفاده از مقادیر متغیرهای تخمین‌زده شده را بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که تعداد فرزندان زیر ۶ سال و درآمد خانوار اثری منفی بر حضور زن در بازار کار گذاشته است.

تصریح مدل مشارکت در بازار و روش‌های برآورد پارامتریک و ناپارامتریک

در این بخش به مدل‌سازی مکانیزم تصمیم‌گیری فرد برای مشارکت در بازار کار پرداخته می‌شود. نکته‌ی مهم در بحث مشارکت نیروی کار در بازار کار، توجه به مفهوم حداقل دستمزد آستانه‌ای یا ذخیره[3] می‌باشد. در موضوع مشارکت فرد در بازار کار،

1- Garcia.
2- Martins.
3- Reservation Wage.

Archive of SID

www.SID.ir

مسأله این است که هزینه‌ی یک واحد کار یا از دست‌دادن یک واحد استراحت چه‌قدر است؟ به‌مفهوم دیگر چه‌قدر باید به فرد در ازای یک واحد کار دستمزد داد تا از یک واحد استراحت صرف‌نظر کرده و به فعالیت در بازار کار بپردازد؟ به این مقدار، حداقل دستمزد مطلوب w_i^* فرد، یا به تعبیر تکنیکی، نرخ نهایی‌جانشینی فراغت به جای درآمد گفته می‌شود.

تابع مطلوبیت فرد را به صورت $U=U(G,L;X)$ در نظر بگیرید، که در آن U، مطلوبیت فرد، G ارزش کالای مصرفی و L استرحت می‌باشد و بردار X برداری از مشخصات اجتماعی فرد است که بر سطح مطلوبیت وی اثر می‌گذارد و به‌عنوان متغیرهای توضیحی عرضه‌ی نیروی کار فردی خود را نشان می‌دهد. مسأله‌ی فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت باتوجه به محدودیت بودجه می‌باشد. در این نظریه سه عامل در محدودیت بودجه‌ی فرد مؤثر در نظر گرفته می‌شود: سطح قیمت‌ها، ثروت و زمان.

اگر نرخ دستمزد بازاری فرد را با w° نمایش دهیم، و از آن‌جایی که ساعات محدودی را می‌توان صرف استراحت نمود لذا فرد با محدودیت $T=L+H$، که در آن T، کل زمان موجود و H، ساعات کار می‌باشد، نیز مواجه است، پس محدودیت بودجه‌ی فرد به‌صورت رابطه‌ی(۱) زیر می‌باشد:

$$w^\circ T+a=w^\circ L+G \qquad (۱)$$

رابطه‌ی (۱) نشان می‌دهد که محدودیت بودجه شامل کل زمان موجود (T) که با نرخ دستمزد ارزشیابی می‌شود، به‌علاوه‌ی ثروت (a) می‌باشد که صرف استراحت $(w_i^\circ L)$ و ارزش کالاهای مصرفی G می‌شود و نرخ نهایی‌جانشینی فراغت به‌جای درآمد $MRS_{LG}(L,G;X)=w^*$ است. با توجه به محدودیت بودجه، برای فردی که فراغت را بر کارکردن ترجیح می‌دهد، حداقل دستمزد مطلوب فرد w_i^*، بزرگ‌تر از نرخ دستمزد بازار w_i° است. به مفهوم دیگر مطلوبیت اضافی ناشی از استراحت، بیش‌تر از نرخ دستمزد بوده و لذا فرد ترجیح می‌دهد که در بازار کار فعالیتی نداشته باشد. فرد هنگامی در بازار کار مشارکت می‌کند که نرخ دستمزد بازاری او برابر حداقل دستمزد مطلوب یا بیش‌تر از آن باشد.

فرض کنید هدف ما برآورد پارمترهای معادله‌ی دریافتی یک فرد در بازار کار باشد، به‌طوری‌که معادله‌ی دریافتی به صورت $w_i^\circ=\exp(x_{i1}\beta_1+u_{i1})$ بوده و x_{i1} ویژگی‌های مربوط به بهره‌وری تولید فرد iام و w_i° دستمزد ساعتی فرد در محل کار او

Archive of SID

www.SID.ir

است. افرادی که حاضر به کار کردن نیستند، دستمزد دریافتی برابر با صفر دارند و این بدان معنی است که دستمزد آستانه‌ی افراد تابعی از ویژگی‌های اجتماعی و فردی آن‌هاست، یعنی این‌که $w_i^* = \exp(x_{i2}\beta_{2i} + \gamma_2 a_i + u_{i2})$ است که در آن بردار (u_{i1}, u_{i2}) مستقل از x_{i1} و x_{i2} و a_i بردار درآمد(های) غیرحاصل از کار می‌باشد. دو بردار x_{i1} و x_{i2} می‌توانند مؤلفه‌ی مشترک نیز داشته باشند. با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله‌ی دستمزد تحقق یافته بازاری w_i° و معادله‌ی دستمزد آستانه w_i^* داریم:

$$\log w_i^\circ = \mathbf{x}_{i1}\boldsymbol{\beta}_1 + u_{i1} \qquad (۲)$$

$$\log w_i^* = \mathbf{x}_{i2}\boldsymbol{\beta}_2 + \gamma_2 a_i + u_{i2}$$

اما دستمزد تحقق یافته w_i° تنها برای افراد شاغل در بازار کار مشاهده می‌شود، یعنی این‌که برای تمام کسانی که $w_i^\circ \geq w_i^*$ دارند و یا

$$\log w_i^\circ - \log w_i^* = \mathbf{x}_{i1}\boldsymbol{\beta}_1 + u_{i1} - \mathbf{x}_{i2}\boldsymbol{\beta}_2 - \gamma_2 a_i - u_{i2} = \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \geq 0 \qquad (۳)$$

۱گرچه w_i^* بزرگ‌تر از صفر است، ولی غیرقابل مشاهده می‌باشد و هیچ وقت گزارش نمی‌شود. از آن‌جایی که متغیر تفاضل لگاریتم دستمزدها به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست، بنابراین می‌توان از متغیر سطح دستمزد دریافتی برای طبقه بندی افراد استفاده کرد. لذا برای افراد شاغل داریم $w_i^\circ \geq w_i^*$ یا $\log w_i^\circ - \log w_i^* \geq 0$.

با در نظر گرفتن این شرط و همان‌طور که از معادله‌ی (۲) مشاهده می‌شود، متغیر پنهان تمایل مشارکت در بازار کار، تابعی از بردار مشخصات فرد است. متغیر انتخاب y_i را به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \log w_i^\circ - \log w_i^* \geq 0 \\ 0 & \log w_i^\circ - \log w_i^* < 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

$$y_i = \boldsymbol{\beta}\mathbf{x}_i + \varepsilon_i$$

بنابراین احتمال حضور زن متأهل در بازار کار را می‌توان به‌صورت معادله‌ی (۵) تعریف کرد.

$$\Pr(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i) = F(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \qquad (۵)$$

که در آن F تابع توزیع تجمعی است. در بیش‌تر مطالعات کاربردی فرض می‌شود که F یک توزیع نرمال و یا لاجیت است، در این صورت احتمال شاغل بودن فرد عبارت است از:

$$F(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) = \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})/[1 + \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})] \qquad (۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در ابتدا پارامترهای این تابع را با استفاده از روش پارامتریک لاجیت تخمین می‌زنیم. ممکن است زنان با مشخصات اجتماعی و اقتصادی یکسان، عکس‌العمل‌های متفاوتی را به حضور در بازار کار در ازای تغییر در بعضی از متغیرها از خود نشان دهند، که مدل‌های پارامتریک ناتوان از مدل‌کردن یک‌چنین پدیده‌هایی می‌باشند و این مدل‌ها برای تمام افراد فقط یک ضریب را تخمین می‌زنند. دیگر مشکل رایج در داده‌های مقطعی و مشخص‌نمایی لاجیت، وجود ناهمسانی واریانس است.

برای پرهیز از روبه‌روشدن با این کاستی‌ها از تکنیک اقتصادسنجی ناپارامتریک استفاده می‌شود که با فرض توزیع تصادفی ضرایب در میان افراد، $\boldsymbol{\beta}_i$ برای هر نفر به طور جداگانه با استفاده از روش ناپارامتریک لاجیت موضعی تخمین زده می‌شود.

در تکنیک اقتصادسنجی ناپارامتریک، احتمال مشارکت در بازار کار به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pr(y_i = ۱ | X_i = x_i) = g(x_i, \theta(x_i)) = ۱/(۱+\exp(-x_i'\theta(x_i)) \quad i = ۱,...,n \qquad (۷)$$

به‌طوری‌که رابطه‌ی (۷) یک مدل انتخاب دودوئی، تابع لاجیت ناپارامتریک است و در این مدل اجازه‌ی تغییر در $\theta(x_k)$ (θ تابعی از x_k در نظر گرفته می‌شود)، با تغییر در x_i داده می‌شود. تخمین $\theta(x_k)$ با استفاده از تابع حداکثر راستنمائی موضعی انجام می‌گیرد، که $\theta(x_k)$ با به‌کارگیری قاعده‌ی زیر تخمین زده می‌شود:

$$\theta(x_k) = \underset{\theta(x_k)}{\arg\max} \sum_{i=۱}^{n} \{Y_i \ln\left(۱/(۱+\exp(-X_i\theta(x_k)))\right) + (۱-Y_i)\ln\left(۱/(۱+\exp(X_i'\theta(x_k)))\right)\}.K_H(X_i - x_k);\ k = ۱,...,n \qquad (۸)$$

به‌طوری‌که $K(\mathbf{X}_i - \mathbf{x}_k)$، تابع کرنل و H برداری از مقادیر پهنای‌باند است. از آن‌جایی که متغیر x_i شامل متغیرهای گسسته و پیوسته است، لذا از تابع کرنل هیبریدی معرفی‌شده توسط راسین و لی[1] (۲۰۰۴) تابع کرنلی استفاده می‌شود که شامل متغیرهای گسسته و پیوسته می‌باشد.

1- Racine and Li.

Archive of SID

www.SID.ir

$$K_{h,\delta,\lambda}(X_i - x_k) = \prod_{q=1}^{q_1} K((X_{q,i} - x_{k,q})/h) \prod_{q=q_1+1}^{q_2} \delta^{|X_{q,i}-x_{k,q}|} \prod_{q=q_2+1}^{Q} \lambda^{1(X_{q,i}\neq x_{k,q})}; \quad k = 1,\ldots,n \tag{۹}$$

به‌طوری‌که $q_1 = 2$، $q_2 = 5$ و $Q = 8$. در این تابع متغیرهای توضیحی را در سه طبقه‌ی پیوسته (درآمد شوهر و درآمد غیرنیروی کار)، گسسته با رتبه‌بندی طبیعی[1] (تعداد فرزندان زیر ۶ سال، بالای ۶ سال و وضعیت مسکن) و گسسته بدون رتبه بندی طبیعی (سن، توان دوم سن و تحصیلات) تقسیم‌بندی کرده‌اند. علاوه بر این در صورت وجود متغیرهای ترتیبی این متغیرها را نیز می‌توان به صورت طبقه‌ی دیگری از متغیرهای توضیحی وارد مشخص‌نمایی مدل کرد. $K(\mathbf{X}_i - \mathbf{x}_k)$، تابع کرنل است و فرض می‌شود که X_i بدین صورت تقسیم‌بندی شده است که q_1 متغیر توضیح دهنده‌ی پیوسته شامل درآمد غیر نیروی کار و درآمد شوهر، $q_2 - q_1$ متغیر توضیح دهنده‌ی گسسته شامل تعداد فرزندان زیر و بالای ۶ سال و وضعیت مسکن با رتبه‌بندی طبیعی و $Q - q_2$، متغیر گسسته شامل سن، توان دوم سن و تحصیلات بدون رتبه‌بندی طبیعی می‌باشدباشد.

برای محاسبه‌ی تابع کرنل باید پهنای باند را به‌دست آورد. در این مرحله با استفاده از روش CV[2] حداقل مربعات، به محاسبه‌ی پهنای باند پرداخته می‌شود.

$$CV_{LS} = \sum_{i=1}^{n} (y_i - g(X_i, \theta_{-X_i|h,\delta,\lambda}))^2 \tag{۱۰}$$

که در آن $\theta_{-X_i|h,\delta,\lambda}$، ضریب یکی کنار گذاشته‌شده‌ی[3] بردار تخمین $P(y_i = 1|X_i)$ است که از نمونه‌ی بدون مشاهده iام به‌دست می‌آید. گیجبلس و کینگ[4] (۱۹۹۷)، ثابت کردند که تخمین زن‌های حداکثر راستنمایی موضعی به‌طور مجانبی دارای توزیع نرمال هستند و y_i مقدار واقعی متغیر مشارکت است.

همان‌طور که بیان شد و با توجه به مدل نئوکلاسیک تخصیص زمان، فرد زمانی تصمیم به مشارکت در بازار کار خواهد گرفت که دستمزد پیشنهادی از حداقل دستمزد

1- Natural Ordering.
2- Cross Validation.
3- Leave-one-out Coefficient.
4- Gijbels and King.

Archive of SID

www.SID.ir

مطلوب بیش‌تر باشد. دستمزد مطلوب روشی مناسب برای تحلیل نحوه‌ی اثرگذاری متغیرها بر تصمیم برای مشارکت یا عدم مشارکت فرد در بازار کار است. ارزش زمان غیربازاری فرد (دستمزد مطلوب) علاوه بر ترجیحات وی به تقاضاهایی که بر زمان غیربازاری فرد انجام می‌پذیرد، نیز وابسته است. به‌عنوان مثال وجود فرزند زیر ۶ سال در خانواده، ارزش زمانی غیر بازاری زن را افزایش داده و احتمال مشارکت زن را کاهش می‌دهد. بنابراین فردی با فرزند زیر ۶ سال در خانواده دارای دستمزد مطلوب بالاتری از یک زن بدون فرزند است. در صورتی‌که زن متعهد به بازار کار باشد و یا فرصت‌های کاری بیش‌تری را پیش روی خود داشته باشد، ممکن است این تأثیر برای او در جهت عکس عمل کند، به‌طوری‌که ممکن است تصمیم به داشتن تعداد فرزند کم‌تری بگیرد، که این مسأله به درون‌زا بودن تعداد فرزندان خردسال در مدل مشارکت نیروی کار اشاره دارد و می‌تواند با استفاده از متغیرهای ابزاری مورد بررسی قرار گیرد. فرض را بر این قرار می‌دهیم که تعداد فرزندان در مدل مشارکت زنان، متغیری برون‌زا باشد. هم‌چنین داشتن فرزند بالای ۶ سال و نیاز مالی جهت برآورده کردن مخارج زندگی سبب می‌شود که حداقل سطح دستمزد مطلوب فرد کاهش پیدا کند و احتمال حضور زن در بازار کار افزایش یابد.

با افزایش درآمد غیرکاری زن و درآمد شوهر، خط بودجه به سمت بالا انتقال پیدا می‌کند و سبب می‌شود که سیستم در سطح مطلوبیت بالاتری به تعادل برسد و هم‌زمان مصرف و زمان فراغت نیز افزایش یابد. بنابراین انتظار بر این است با افزایش درآمد غیرکاری زن، مشارکت وی در بازار کار کاهش پیدا کند. تحصیلات و آموزش، بهره‌وری کاری فرد را افزایش می‌دهد و بنابراین درآمد انتظاری بازاری نیز افزایش خواهد یافت. این مسئله منجر به این می‌شود که تحصیلات اثر مثبتی بر مشارکت زن در بازار کار داشته باشد.

۴- داده‌ها و تحلیل نتایج

داده‌های آماری مورد استفاده در این تحقیق از داده‌های هزینه‌ی درآمد خانوار مرکز آمار ایران، سال ۱۳۸۵ برگرفته شده و در آن از اطلاعات ۲۱۸۶۴ زن متأهل سنین تا ۶۰ سال استفاده می‌شود، به‌طوری‌که در این مجموعه ۴۳۸۷ زن از ۲۱۸۶۴ زن متأهل مشغول به کار هستند. جدول‌های ۳ و ۴، خلاصه‌ی آماری از داده‌های مورد بررسی را

Archive of SID

www.SID.ir

به‌ترتیب برای زنـان روسـتایی و شـهری نشـان مـی‌دهـد. ایـن فهرسـت از متغیرهـا در مدل‌سازی مشارکت در بازار و نیز ادبیات عرضه‌ی نیروی کار زنان متعارف است.

جدول ۱- خلاصه‌ی آماری اطلاعات زنان روستایی

Variable	Obs	Mean	Min	Max
wifeage	۱۲۷۳۰	۴۲.۵۷	۱۴	۶۰
education	۱۲۷۳۰	۰.۵۳	۰	۵
wifenonwage	۱۲۷۳۰	۲۶۴۷۷۱۸	۰	۴.۸e+۸
husbandwage	۱۲۷۳۰	۵۸۹۴۳۲	۰	۲.۴e+۷
sheltering	۱۲۷۳۰	۰.۷۴	۰	۱
nkidl6	۱۲۷۳۰	۰.۴۲	۰	۵
nkidg6	۱۲۷۳۰	۱.۵	۰	۹

جدول ۲ – خلاصه‌ی آماری اطلاعات زنان شهری

Variable	Obs	Mean	Min	Max
wifeage	۱۲۹۲۲	۴۰.۴۱	۱۴	۶۰
education	۱۲۹۲۲	۱.۱۹	۰	۵
wifenonwage	۱۲۹۲۲	۲۵۰۳۶۴۳	۰	۲.۴e+۸
husbandwage	۱۲۹۲۲	۱۰۹۴۲۳۸	۰	۴.۶e+۷
sheltering	۱۲۹۲۲	۰.۶۴	۰	۱
nkidl6	۱۲۹۲۲	۰.۳۷	۰	۵
nkidg6	۱۲۹۲۲	۱.۱۵	۰	۱۰

Wifeage: سن فرد (زن)
Education: سطح تحصیلات فرد با مقادیر؛ بی‌سواد=۰، سیکل=۱، دیپلم=۲، فوق دیپلم=۳ و لیسانس و به بالاتر=۴
Wifenonwage: متغیر درآمد غیر نیروی کاری ماهیانه‌ی فرد به ریال
Husbandwage: درآمد ماهیانه‌ی شوهر را بر حسب ریال
Sheltering: مالکیت محل سکونت خانوار؛ استیجاری بودن=۰ و ملکی بودن=۱
Kidsl6: تعداد فرزندان زیر ۶ سال
Kidsg6: تعداد فرزندان بالای ۶ سال و کوچک‌تر از ۱۹ سال

۴-۱- نتایج برآورد لاجیت پارامتریک

در این قسمت معادله‌ی مشارکت برای زنان روستایی و شهری به‌طور جداگانه برآورد و نتایج حاصل از این رگرسیون در جدول‌های ۵ و ۶ نشان داده می‌شود. نتـایج تخمـین رگرسیونی حاکی از وجود الگوهای رفتاری متفاوت مشارکت افراد شهری و روسـتایی، در

Archive of SID

www.SID.ir

واکنش به متغیرهای توضیحی برای تصمیم به ورود به بازار کار است. همان‌طور که جداول ۵ و ۶ نشان می‌دهند، متغیر مالکیت مسکن اثر منفی و معناداری بر تصمیم به ورود به بازار کار زنان روستایی داشته، این در حالی است که این متغیر احتمال ورود به بازار کار زنان شهری را افزایش داده، ولی اثر معناداری بر این تصمیم نداشته است. درآمد غیرکاری زن روستایی تأثیر بازدارنده‌ی معنی‌دار، ولی حاشیه‌ای (۱۰ درصد) بر احتمال ورود وی به بازار کار دارد. این درحالی است که این متغیر اثر منفی و معنی‌دار قوی بر احتمال مشارکت زنان مناطق شهری در بازار کار گذاشته است. ضریب تخمین‌زده شده برای دستمزد همسر در معادله‌ی مشارکت زنان روستایی و شهری، نشان از تأثیر تعیین کننده‌ی درآمد مردان بر اشتغال زنان دارد. همان‌طور که از جدول‌های ۵ و ۶ مشاهده می‌شود، دستمزد شوهر اثر منفی و معناداری بر احتمال حضور زن روستایی در بازار کار گذاشته است، ولی در سطح ۵ درصد اثر معنی‌داری بر احتمال حضور زنان شهری نداشته است. سطح تحصیلات و سن، احتمال حضور زن روستایی و شهری را در بازار کار افزایش داده است.

اثرگذاری فرزند زیر ۶ سال در مشارکت زنان روستایی متفاوت از زنان شهری است. این در سطح معناداری ۱۰ درصد اثر مثبت و معناداری بر حضور زن در بازار کار گذاشته است، این در حالی است که بر احتمال حضور زن شهری در بازار کار اثر معناداری ندارد. تعداد فرزندان بزرگسال نیز اثر مثبت و معناداری بر حضور زن شهری در بازار کار گذاشته است، به‌طوری‌که نیاز مالی افزایش تعداد فرزندان بزرگسال در میان زنان شهری بیش‌تر احساس می‌شود.

جدول ۳- تخمین معادله‌ی مشارکت زنان روستایی در بازار کار با استفاده از مدل لاجیت

Variable	Coef	Std. Err.	Z	P>Z
Constant	−۴.۷۲	۰.۲۸	−۱۶.۳۵	۰.۰۰
Wifeage	۰.۱۸	۰.۰۱۲	۱۴.۱۷	۰.۰۰
wifeage2	−۰.۰۰۱۹	۰.۰۰۱۳	−۱۴.۰۲	۰.۰۰
Education	۰.۱۳۴	۰.۰۳۷	۳.۵۸	۰.۰۰
Wifenonwage	−۷.۱۳۸e-۱۰	−۲.۰۴e-۹	−۰.۳۵	۰.۷۱
Husbandwage	−۳.۲۳e-۷	−۲.۴۷e-۸	−۱۳.۱	۰.۰۰
Sheltering	−۰.۵۲	۰.۰۵	−۹.۰۸	۰.۰۰
nkidl6	۰.۰۶	۰.۰۳	۱.۷	۰ ۰۸۹
nkidg6	۰.۰۲۱	۰.۰۱	۱.۳۶	۰.۱۷۴

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- تخمین معادله‌ی مشارکت زنان شهری در بازار کار با استفاده از مدل لاجیت

Variable	Coef	Std. Err.	Z	P_value
constant	−۷.۲۷	۰.۲۸	−۱۶.۳۵	۰.۰۰
wifeage	۰.۱۶	۰.۰۱۲	۱۴.۱۷	۰.۰۰
wifeage2	−۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۳	−۱۴.۰۲	۰.۰۰
education	۰.۸۴۳	۰.۰۲	۳.۵۸	۰.۰۰
wifenonwage	−۵.۸۷e-۹	−۳.۵e-۹	−۰.۳۵	۰.۰۹
husbandwage	−۳.۳۱e-۸	−۱.۸۳e-۸	−۱۳.۱	۰.۰۷
sheltering	۰.۰۱۱	۰.۰۷	−۹.۰۸	۰.۸۶
nkidl6	۰.۰۱	۰.۰۶	۰.۱۸	۰.۸۵
nkidg6	۰.۱۱	۰.۰۳	۳.۹۰	۰.۰۰

۴-۲- تحلیل اثرات نهایی تغییر در متغیرهای توضیحی در روش برآورد پارامتریک

مقادیر اثرات نهایی متغیرهای توضیحی مدل بر احتمال مشارکت زن روستایی و شهری در بازار کار، در جدول ۷ آورده می‌شود. اثرات نهایی برای متغیرهای گسسته شامل سن و تعداد فرزندان، به‌صورت اثر افزایش یک واحد در این متغیرها بر احتمال مشارکت زن در بازار کار محاسبه شده است. برای متغیر سطح تحصیلات، اثر افزایش در سطح تحصیلات زن از فوق دیپلم به لیسانس و بالاتر بر احتمال مشارکت وی در بازار کار محاسبه شده است. هم‌چنین برای متغیرهای درآمد غیرکاری و درآمد همسر، اثر یک واحد (ریال) افزایش در این متغیرها در نظر گرفته شده، که اثر این میزان افزایش تأثیر چشم‌گیری در تصمیم‌گیری زنان شهری و روستایی نداشته است. با افزایش سن زن روستایی احتمال مشارکت وی در بازار کار نسبت به زن شهری بیش‌تر افزایش می‌یابد. زنان روستایی با افزایش سن نیازی به مراقبت از فرزندان خردسال ندارند و این مسئولیت به فرزندان نونهال سپرده می‌شود، علاوه برآن به‌دلیل مهاجرت نسل جوان روستا برای جستجوی کار در مناطق شهری، زنان و مردان روستایی مجبور به کار بیش‌تر در خارج از منزل هستند. از سوی دیگر با افزایش سطح تحصیلات زن شهری احتمال حضور وی در بازار کار نسبت به زن روستایی بیش‌تر افزایش پیدا می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- اثرات نهایی متغیرهای وابسته بر احتمال مشارکت زنان روستایی و شهری در بازار کار

متغیر	زنان روستایی٪	زنان شهری٪
Wifeage	۰.۵	۰.۱
Education	۰.۳	۵
Wifenonwage	-۰,۰۰۰۱۲	-۰,۰۰۵
Husbandwage	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱۵
Sheltering	-۱۸	۰,۰۰۵
nkidl6	۰.۲	۰,۰۰۴
nkidg6	۰,۰۱	۰.۹

۴-۳- ناهمسانی واریانس[1] در مدل لاجیت

ناهمسانی واریانس به عنوان مشکل مهمی در مدل لاجیت شناخته می‌شود، به‌طوری‌که این مسئله سبب ایجاد ناسازگاری در پارامترهای تخمین‌زده‌شده نیز می‌شود اگرچه ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیون خطی فقط موجب می‌شود ناکارایی در حالی‌که سازگاری ضرایب تخمین‌زده شده را حفظ می‌کند. در این مدل فرض می‌شود که ناهمسانی واریانس در میان خطاها وجود ندارد. به منظور تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل لاجیت با استفاده از مدل تحلیل‌شده‌ی هاروی[2] (۱۹۷۶)، فرض می‌شود خطاها در میان مشاهدات با تابع زیر تغییر کنند:

$$\sigma_i = f(\mathbf{Z}_i) = \sqrt{\pi/3} \times \exp(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\tau}) \qquad (1)$$

که در آن Z_i برداری از متغیرهای مدل است که سبب ایجاد ناهمسانی واریانس در میان خطاها شده است. با صورت‌بندی دوباره‌ی مدل لاجیت، به مدل لاجیت غیر خطی در ضرایب زیر می‌رسیم:

$$P_i = P(y_i = 1 | \mathbf{X}_i) = F(\mathbf{X}_i'\boldsymbol{\beta}) = 1/1 + \exp(-\mathbf{X}_i'\boldsymbol{\beta} / \sqrt{(\pi/3)} \times \exp(\mathbf{Z}_i\boldsymbol{\tau})) \qquad (2)$$
$$i = 1,\ldots,n$$

با استفاده از آزمون ضرایب لاگرانژ[3] (LM test)، همسانی واریانس ($\boldsymbol{\tau} = 0$) این مدل را در برابر ناهمسانی واریانس ($\boldsymbol{\tau} \neq 0$) بررسی می‌کنیم. این آماره به‌وسیله‌ی دیویدسون و مک کینن[4] (۱۹۸۴) ارایه شده است. بردار $\boldsymbol{\tau}$ ضریب متغیرهایی است که سبب

1- Heteroscedasticity.
2- Harvey.
3- Lagrange Multiplier.
4- Davidson and Mackinon.

Archive of SID

www.SID.ir

ناهمسانی واریانس می‌شوند. مقدار آماره ی این آزمون دارای توزیع کای دو با درجه‌ی آزادی دو تعداد متغیرهای واردشده در بردار $\mathbf{Z}_i$ است.

مقدار محاسبه شده‌ی آماره‌ی (تابع نمونه‌ای) LM، که درآن بردار $\mathbf{Z}_i$ در برگیرنده‌ی متغیرهای تعداد فرزندان زیر و بالای ۶ سال است، برابر با ۱۲.۵۷۸۴ به‌دست آمده است، با توجه به مقدار کوانتیل توزیع کای دو در سطح معناداری ۵ درصد و درجه‌ی آزادی ۲، مقدار این آماره در ناحیه‌ی بحرانی قرار گرفته و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس رد می‌شود. بنابراین وجود مشکل ناهمسانی واریانس ناشی از متغیرهای تعداد فرزندان زیر و بالای ۶ سال در جزء اخلال مدل برآورده شده تأیید می‌شود. در نتیجه، پارامترهای تخمین‌زده شده توسط روش پارامتریک لاجیت ناسازگار هستند و برای دستیابی به یک تفسیر قابل قبول آماری و هم چنین اقتصادی لازم است روش برآورد دیگری به‌کار بسته شود. در قسمت بعد مدل احتمال مشارکت افراد در بازار کار با استفاده از روش اقتصادسنجی ناپارامتریک برآورد می‌شود.

۴-۴- نتایج تخمین معادله‌ی مشارکت با استفاده از روش ناپارامتریک

در این قسمت نتایج حاصل از تخمین ناپارامتریک احتمال مشارکت نیروی کار زنان ارایه می‌شود. با توجه به حجم بالای خروجی‌های اولیه‌ی تخمین‌ها، در جدول ۹ و ۱۰، به‌ترتیب خلاصه‌ی آماری از میانگین و انحراف معیارهای ضرایب به‌دست آمده، نتایج برآوردشده برای زنان روستایی و شهری نمونه ارائه شده است.

جدول ۶- خلاصه آماری از ضرایب برآورد شده مشارکت زنان روستایی به روش ناپارامتریک

Variable	Coef	Std. Err.	Z	P-value
constant	−۱.۹۵	۰.۰۰۴	−۴۸۲.۰۳	۰.۰۰
wifeage	۱.۰۰۱	۰.۱۶۱	۶.۲	۰.۰۰
wifeage2	−۰.۶۱	۰.۰۱۶	−۳۸.۲۲	۰.۰۰
education	۰.۲۶	۰.۰۰۰۴۷	.۰۱	۰.۰۰
wifenonwage	−۰.۵۳	۰.۰۰۵	−۱۰۱.۳۵	۰.۰۰
husbandwage	−۰.۰۵	۰.۰۰۱	−۳۸.۸۳	۰.۰۰
sheltering	−۰.۶۸	۰.۰۰۱	−۶۶۱.۱۹۱	۰.۰۰
nkidl6	−۰.۰۳	۰.۰۰۰۸	−۳۴.۴۶	۰.۰۰
nkidg6	۰.۱۵	۰.۰۱	۲۶,۱۲	۰.۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷- خلاصه‌ی آماری از ضرایب برآورد شده‌ی مشارکت زنان شهری به روش ناپارامتریک

Variable	Coef	Std. Err.	Z	P-value
constant	−۱.۹۹	۰.۰۰۰۱۳۵	−۱۴۷۴۴.۸	۰.۰۰
wifeage	۱.۲۷	۰.۰۰۵	۲۳۸.۵۶	۰.۰۰
wifeage2	−۰.۷۵	۰.۰۰۰۵	−۱۴.۲۲	۰.۰۰
education	۰.۲۷۲	۰.۰۰۰۰۱۵	۱۷۸۵۵.۷	۰.۰۰
wifenonwage	−۰.۱۹۱	۰.۰۰۰۱۸	−۱۰۵۵.۹۷	۰.۰۰
husbandwage	−۰.۰۲۱	۰.۰۰۰۰۴۹	−۴۳۹.۴۹	۰.۰۰
sheltering	−۰.۶۹	۰.۰۰۰۰۳۶	−۱۸۹۶۳.۷	۰.۰۰
nkidl6	−۰.۰۲	۰.۰۰۰۰۲۶	−۹۹۵.۲	۰.۰۰
nkidg6	۰.۱۵	۰.۰۰۱۲	۱۳۱.۰۹	۰.۰۰

همان‌طور که در این جداول‌ها مشاهده می‌شود، بر خلاف روش پارامتریک، اثر متغیرهای مهم تعیین کننده‌ی احتمال مشارکت زن در بازار کار، برای زنان شهری و روستایی یکسان (هم علامت) است. بر اساس این نتایج، سن، اثر مثبت و معناداری بر حضور زن شهری و روستایی خواهد داشت، ولی با افزایش سن از شدت اثر این متغیر کاسته می‌شود. اثر تحصیلات بر حضور زنان شهری و روستایی در بازار کار برای تمام زنان مثبت و معنی‌دار است، که می‌توان به‌طور قطع گفت که در صورت افزایش تحصیلات، این متغیر اثری مثبت و معنادار در تصمیم‌گیری برای مشاکت در بازار کار برای تمام زنان دارد.

درآمد غیر کار نیز برای تمام زنان اثری منفی و معنادار بر مشارکت آن‌ها در بازار کار گذاشته است و همان‌طور که تئوری نیز بیان می‌کند، افزایش این متغیر سبب انتقال محدودیت بودجه‌ی فرد شده و سبب می‌شود که مصرف فرد از فراغت نیز افزایش پیدا کند، که این خود تأثیری منفی بر حضور زن در بازار کار داشته است و تمام زنان در تصمیم‌گیری برای مشارکت در بازار کار این متغیر را در تصمیم‌گیری خود وارد می‌کنند. دستمزد شوهر نیز اثر منفی و معنادار بر مشارکت زنان در بازار کار گذاشته است، به‌طوری‌که می‌توان گفت در اثر افزایش دستمزد شوهر، احتمال حضور زن نیز در بازار کار کاهش می‌یابد. داشتن مسکن اثری منفی بر تصمیم‌گیری فرد برای ورود به بازار کار داشته است، به‌طوری‌که این متغیر اثر معناداری بر حضور زن روستایی و شهری دارد. هزینه‌های ناشی از اجاره‌ی مسکن در شهرهای بزرگ، بخش قابل ملاحظه‌ای از دریافتی ماهیانه‌ی خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد و همان‌طور که نتایج نشان

Archive of SID

www.SID.ir

می‌دهند، استجاری بودن مسکن انگیزه‌ی قوی برای مشارکت در تأمین هزینه‌ها توسط والدین را فراهم می‌کند. تخمین‌های روش ناپارامتریک نشان می‌دهند که، از دیگر عوامل بازدارنده‌ی احتمال حضور زن دربازار کار، تعداد فرزندان زیر ۶ سال است. به‌طور میانگین این متغیر از احتمال حضور زن در بازار کار می‌کاهد، به‌طوری‌که نیاز به نگهداری و تربیت کودک سبب افزایش ارزش زمان غیر بازاری زن و در نتیجه موجب افزایش سطح دستمزد مطلوب و کاهش احتمال حضور زن در بازار کار می‌شود. این در حالی است که به دلیل نیاز مالی، داشتن فرزند بالای ۶ سال، احتمال تصمیم به ورود به بازار کار برای زنان روستایی و شهری را افزایش می‌دهد.

۴-۵- اثرات نهایی تغییر متغیرهای توضیحی در روش ناپارامتریک

جدول ۱۰، اثرات نهایی پارامترهای تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری به ورود به بازار کار را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، در اثر افزایش ۴ سال در سطح تحصیلات زن (از دیپلم به لیسانس)، در شهر و روستا به‌ترتیب ۱ و ۰.۲ درصد به احتمال حضور زن در بازار کار افزوده می‌شود. در اثر افزایش یک فرزند بزرگسال در شهر، به احتمال حضور زن در بازار کار ۲۰ درصد و به احتمال حضور زن روستایی در بازار کار ۰.۰۸ افزوده می‌شود. هم‌چنین در اثر افزایش یک فرزند خردسال، به‌ترتیب ۵ و ۲۵ درصد از احتمال حضور زن روستایی و شهری در بازار کار کاسته می‌شود. در اثر افزایش یک واحد در درآمد غیرکاری از احتمال مشارکت زنان روستایی و شهری ۰.۶ درصد کاسته می‌شود. هم‌چنین اثر یک واحد افزایش در درآمد شوهر زنان شهری در مقایسه با زنان متأهل ساکن در مناطق روستایی، اثر قابل‌توجهی بر کاهش احتمال حضور آن‌ها در بازار کار دارد، این اثر به‌طور متوسط در حدود دو برابر است.

جدول ۹- خلاصه‌ی آماری از اثرات نهایی به تفکیک مناطق شهری و روستایی

متغیر	زنان روستایی٪	زنان شهری٪
Education	۰.۲۷	۱
Wifenonwage	-۰.۶	-۰,۶
Husbandwage	-۰.۰۱	-۰,۰۴
Sheltering	-۰,۲	-۰,۵
nkidl6	-۵	-۲۵
nkidg6	۰.۰۸	۲۰

Archive of SID

www.SID.ir

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق از دو روش اقتصادسنجی پارامتریک و ناپارامتریک برای پیش‌بینی احتمال مشارکت زنان متأهل ایرانی در بازار کار استفاده شده است. از آن‌جایی که مدل‌های پارامتریک برای تخمین پارامترهای مدل رگرسیونی، بر فروض کلاسیک تکیه دارند، در صورت عدم برقراری این فروض، برآوردهای حاصل از آن از اعتبار کم‌تری برخوردار می‌شوند. در مدل پارامتریک تأیید شده است که تعداد فرزندان زیر و بالای ۶ سال سبب ناهمسانی واریانس در جزء اخلال مدل برآورد شده می‌شود. برای حل این مشکل از روش ناپارامتریک استفاده شده است که مشکل ناهمسانی واریانس را با تخمین ضرایب مدل مشارکت برای هر زن متأهل به‌طور جداگانه برطرف می‌کند. مدل‌های ناپارامتریک با رهایی از اعمال فرض‌های توزیع احتمال بر توزیع خطاها، هیچ توزیع خاصی را برای مدل‌های رگرسیونی در نظر نمی‌گیرند.

همان‌طور که از نتایج تخمین‌های پارامتریک مشاهده می‌شود، اثر سن بر احتمال مشارکت در بازار کار زنان روستایی و شهری به صورت درجه‌ی دو و اثر نهایی مثبت بوده است، ولی از میزان اثرگذاری آن با افزایش سن کاسته می‌شود. همان‌طور که ملاحظه شد سطح تحصیلات زنان اثری مثبت بر مشارکت در بازار کار می‌گذارد. درآمد حاصل از غیرکار و درآمد شوهر، اثر منفی بر حضور زن روستایی و شهری گذاشته است، در حالی‌که زنان شهری میزان درآمد غیرکار را در تصمیم‌گیری لحاظ نمی‌کنند. وضعیت مالکیت مسکن خانوارهای روستایی اثر منفی و معناداری بر حضور زنان خانوار در بازار کار دارد، مقدار عددی اثر نهایی برای هر دو گروه یکسان نیست، به‌طوری‌که این اثر در مناطق شهری مثبت بوده، ولی اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد. تعداد فرزندان کم‌تر از ۶ سال اثر مثبت معناداری بر حضور زن روستایی در بازار کار گذاشته است، ولی در تصمیم‌گیری زن شهری معنادار نیست. هم‌چنین تعداد فرزندان بالای ۶ سال بر مشارکت زنان روستایی اثری مثبت گذاشته است، ولی این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تصمیم ورود به بازار کار زنان شهری ندارد.

نتایج روش ناپارامتریک مانند روش پارامتریک نشان می‌دهد که به‌طور میانگین متغیرهای سن، سطح تحصیلات و تعداد فرزندان بالای ۶ سال احتمال حضور زن در بازار کار را افزایش داده است. هم‌چنین متغیرهای توان دوم سن، درآمد خانوار اعم از درآمد غیرکار و درآمد شوهر، تعداد فرزندان زیر ۶ سال و وضعیت مسکن زن شهری و روستایی بر حضور وی در بازار کار اثر منفی گذاشته است. علامت ضرایب برآورد شده

Archive of SID

www.SID.ir

برای تمام متغیرها در مناطق شهری و روستایی، یکسان می‌باشد، ولی مقدار اثر نهایی متغیرها در مناطق شهری از شدت بیش‌تری برخوردار است. برای مثال تولد یک نوزاد در خانوار شهری، ۲۵ درصد احتمال حضور یک زن در مناطق شهری را کاهش می‌دهد درحالی‌که این اثر در مناطق روستایی ۵ درصد است.

فهرست منابع

۱ - بانک مرکزی خرداد ماه (۱۳۸۷)، نتایج بررسی آماری خدمات مهدکودک بخش خصوصی کشور.

۲ - خاص، محمد اسماعیل، سمینار بررسی شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی ایران آذرماه ۱۳۷۶.

۳ - شیخ انصاری، سحر (۱۳۸۵) "عوامل مؤثر بر مشارکت زنان ایران در بازار کار"، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد دانشگاه صنعتی شریف به راهنمایی داوود سوری.

۴ - عباسی، محمد جلال، چهارمین همایش جمعیت‌شناسی ایران، ۱۳۸۶.

۵ - فرجادی، غلامعلی (۱۳۸۴) "بررسی ویژگی‌های نیروی انسانی در اقتصاد ایران و پیش‌بینی وضعیت نیروهای شاغل و بیکار تا سال ۸۸" *مؤسسه‌ی آموزش و پژوهش سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی.*

۶ - مرکز آمار ایران، سال نامه‌ی آماری۱۳۸۴.

۷ - نورالهی، طه، (۱۳۷۰) سرشماری جمعیت منابع آمار حیاتی، سمینار رشد جمعیتی ایران.

۸ - نیلی، مسعود، CD اطلاعات اقتصاد ایران، ۱۳۸۵ دانشگاه صنعتی شریف.

9- Bowen, W. and T.A. Finegan (1969), "The Economics of Labor Force Participation" Princeton, N.J: Priceton University Press.

10- Davidson, R., and J. Mackinon (1984), "Onvenient Specification Tests for Logit and Probit Models". Journal of Econometrics, 25, pp. 241-262.

11- Frolich, M. (2006),"Non-Parametric Regression for Binary Dependent Variables" Econometrics Journal volume 9، pp. 511–540.

12- Gerfin، M. (1996), "Parametric and Semi-Parametric Estimation of the Binary Response Model of Labor Market Participation". Journal of Applied Econometrics 11, pp 321–39.

13- García, J. and María José Suárez (2002), "Female Labor Supply in Spain: The Importance of Behavioural Assumptions and Unobserved Heterogeneity Specification". Department of Pampeu Fabra.

Archive of SID

www.SID.ir

14- Harvey, A. (1976), "Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity" Econometrica, 44, pp. 461-465.
15- Klein, R. and R. Spady (1993), "An Efficient Eemi-Parametric Estimator for Binary Response Models" Econometrica 6, pp.1, 387–421.
16- Leckner (1991), "Testing Logit Models in Practice" empec 16, pp.177-198.
17- Martins، M.F.O. (2001). "Parametric and Semi-Parametric Estimation of Sample Selection Models: An Empirical Application to the Female Labor Force in Portugal". Journal of Applied Econometrics16, pp. 23-39.
18- Racine، J. and Q. Li (2004), "Nonparametric Estimation of Regression Functions with Both Categorical and Continuous Data." Journal of Econometrics119، pp. 99–130.

Archive of SID

www.SID.ir