Research Paper

Economic and Demographic Factors Affecting Rural Female Economic Participation in the Provinces of Iran with an Emphasis on the Age- Participation Curve

Mahsa Khanehkeshi[1], Zahra(Mila)Elmi[2]*

1. Master student in Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Babolsar
2. Professor of Economocs, Ecoomics and administrative scinces Faculty, University of Mazandarn, Babolsar, Iran.

Received: 2022/05/27
Revised: 2022/10/22
Accepted:2022/11/24

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/jzvj.2023.30513.3854

Keywords:
Age- Participation Curve, Economic Participation of Rural Women, Provincial Data, Pseudo-Panel Data Method, Iran.

Abstract

Introduction: Women are half of the country's population and potential human resources in urban and rural areas; Considering the role of human capital in production and economic growth, especially educated ones, and the change in women's attitude towards their education and society towards women's education and their employment, in this study, the effect of socio-economic factors on the female's economic activity in rural areas of Iran's provinces considered with emphasis on education and age-participation curve.

Methods: This research was conducted using micro-data of rural household income and expenditure survey in the framework of quasi-panel data. The logit model and the maximum likelihood method were used to study the factors affecting the probability of female participation in a rural area, with a sample of 28,265 rural women.

Findings: The results showed an inverted U-shaped relationship between age and the possibility of women's participation; In other words, the tendency of young women in the age group of 25-34 years to enter the labor market has been more than in other age groups. Being divorced, widowed and single has a positive effect on the participation of rural women compared to being married. Therefore, considering the increase in divorce and celibacy rates in Iran, the economic policymaker should look for solutions and provide suitable answers for these problems in the coming years.

Having a child under six years old and being a student has a negative effect on the probability of female participation in the labor market. In contrast, the level of education has a positive and significant effect on the probability of female participation. In a general view, taking into account the demographic mirror and the frequency of the population of women around the age of 25-35, the greater desire to participate in the age groups of 25-34 and 35-44 and the employment of a significant part of the population of rural women in education, increasing participation of rural women in the labor market is not out of mind in the coming years. Therefore, it is expected that these critical issues will be taken into account in economic planning, and policymaker gets the necessary decision to improve the situation.

Citation: Khanekeshi M, Elmi Z.M. Economic and Demographic Factors Affecting Rural Female Economic Participation in the Provinces of Iran with an Emphasis on the Age- Participation Curve. Quarterly Journal of Women and Society. 2023; 14 (53): 21-42.

***Corresponding Author:** Zahra (Mila) Elmi
Address: Professor at Economocs, Ecoomics and administrative scinces Faculty, University of Mazandarn, Babolsar, Iran.
Tell: 01135302556
Email: z.elmi@umz.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

The female Participation Rate (FPR) is considered one of the most important criteria for development. More use of human potential can be achieved concerning the female employment status and lead them into the labor market. Hence, this study examines the main factors' effect on the participation of these human resources. The economic literature provides a rich discussion on the determinants of FPR at the macro and micro levels. According to the theory of time allocation (Becker, 1965), a decision by a woman to join the labor force is the result of a collective decision-making process in her household. The household maximizes a combined utility function subject to the constraints it faces in determining the times allocated to homework, paid work, and leisure for the individuals. Thus, the time allocated to paid work will depend on some personal (age and education) and household (size and income) characteristics. In theory, the effect of education on FPR is ambiguous. It depends on the relative strength of two forces: the substitution effect and the income effect. First, education increases the potential earnings and the cost of not working (positive effect). Second, the income target is achieved sooner as a result of higher education. The higher income can lead to consuming more leisure and reduce the need to work (negative effect). The net effect of education depends on which force prevails. On the question of socio-economic and labor market conditions, this paper focuses on the main determinants of factors on rural female participation probability with an emphasis on the impact of human capital.

Method

In the study, we use pseudo-panel data regression that differs from panel data. For using pseudo panel data regression, we clustered the data in the provinces. There are significant analogies between the econometric techniques used here and the method of estimation routinely used for panel data. In panel data, we typically have a short time series on a large cross-section of individuals. Error structures are specified that allow either fixed or random effects for each individual. To form pseudo-panel data, the role of the individuals is taken by the clusters (provinces) in the survey, and repeated time series observations are replaced by the individual households within each cluster. In panel data analysis, there are two specifications: random effect and fixed effect. At the practical level, the specification with fixed effect suffers from two shortages. The first is that the impact of the invariable variables in a cluster (regions, the month of the survey, and so forth) cannot be identified. The second concerns the possible loss of information in the estimation of the vector of parameters which can be the result of the invariability of the value of y (0 or 1) within the same cluster. Hence, modeling with component errors proves more appropriate. Therefore, it needs the treatment of the terms μc (the characteristics of each cluster) being a random variable. In this case, we must associate a distribution of probability that is independent of the explicative variables. Moreover, and according to the associated distribution of the residual terms, we can deduce a probit version when residual terms follow a normal distribution or logit version in the presence of a Weibull distribution. It should be noted that the estimation of logit and probit regression are very close, and in a large sample, they are the same. Also, the Maximum Likelihood approach is used for estimating panel data or pseudo-panel data with limited dependent variable models.

Finding

The effect of age on female participation rate is inverse U. It means when the female is young, the probability of tendency to be employed is high. Therefore, the government must pay more attention to the youth.

Having children under the age of 6 has a negative effect on the female participation rate. Also, female status is an important factor in FLP. Being divorced or never married or a widow has more effect on the probability of female participation in comparison to being married.

Being a student has a negative effect on the probability of female participation. In other words, engaging in education delays entering the labor market. But, increasing the level of education increases the probability of women's participation, which is a sub to the change of attitude about the girls' educational attainment in both urban and rural areas and the change of women's attitude towards themselves and achieving self-confidence.

Funding

All financial resources and costs for research and publication of the article have been paid by the authors and no financial support has been received.

Authors' contributions

The first author is a master of economics from the University of Mazandaran; the second author is corresponding author and professor of economics at the University of Mazandaran.

Conflicts of interest

This article is taken from the Master thesis entitled "Studies of Factors Influencing Female Labor Force Participation Rate in Rural Area: An Inter-Provincial Study" (Department of Economics, Faculty of Economics and Adminstrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsarl, Iran). This research is not in conflict with personal or organizational interests.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقاله پژوهشی

عوامل اقتصادی و جمعیت شناختی موثر بر مشارکت اقتصادی زنان روستایی در استان‌های ایران با تاکید بر منحنی سن- مشارکت

مهسا خانه‌کشی[۱]، زهرا (میلا) علمی[۲*]

۱- کارشناس ارشد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

۲- استاد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۰۶
تاریخ داوری: ۱۴۰۱/۰۷/۳۰
تاریخ پذیرش:۱۴۰۱/۰۹/۰۳

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI: 10.30495/jzvj.2023.30513.3854

واژه‌های کلیدی:
منحنی سن- مشارکت، مشارکت اقتصادی زنان روستایی، داده‌های استانی، روش داده‌های شبه تابلویی، ایران.

چکیده

هدف: زنان نیمی از جمعیت و نیروی انسانی بالقوهٔ کشور در مناطق شهری و روستایی هستند؛ با توجه به نقش نیروی انسانی در تولید و رشد اقتصادی، به‌ویژه نیروی انسانی تحصیل کرده و تغییر در نگرش زنان نسبت به تحصیل خود و جامعه نسبت به آموزش زنان و اشتغال آنان، در این مطالعه بررسی اثر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر وضعیت فعالیت اقتصادی زنان در مناطق روستایی استان‌های ایران با تاکید بر آموزش و منحنی سن- مشارکت مورد توجه قرار گرفت.

روش: این پژوهش با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار روستایی در چارچوب داده‌های شبه تابلویی انجام‌گرفت. به‌کارگیری مدل لاجیت و روش حداکثر درست نمایی برای مطالعهٔ عوامل موثر بر احتمال مشارکت زنان روستایی، با نمونه‌ای شامل ۲۸۲۶۵ زن روستایی صورت گرفت.

یافته‌ها: نتایج حاصل نشان دهندهٔ رابطه‌ای به صورت U وارونه بین سن و احتمال مشارکت زنان بوده‌است؛ به عبارتی احتمال ورود زنان جوان در گروه سنی ۳۴-۲۵ سال به بازار کار، بیش از سایر گروه‌های سنی بوده‌است. مطلقه، بیوه یا مجرد بودن زن، در مقایسه با متأهل بودن او، بر مشارکت زنان روستایی تاثیر مثبت دارد؛ بنابراین با توجه به افزایش نرخ طلاق و نرخ تجرد در ایران، سیاست‌گذار اقتصادی باید به دنبال چاره‌اندیشی و ارائه راه‌کار مناسب در سال‌های پیش‌رو باشد. محصل بودن زنان و حضور فرزند زیر ۶ سال در خانوار، بر احتمال مشارکت زنان در بازار کار اثر منفی دارد درحالی‌که اثر سطح آموزش بر احتمال مشارکت زنان، مثبت و قابل توجه است. در یک نگاه کلی، با در نظر گرفتن آیینه جمعیتی و فراوانی جمعیت زنان در سنین حدود ۳۵-۲۵ سال، تمایل بیشتر به مشارکت در گروه‌های سنی ۳۴-۲۵ و ۴۴-۳۵ و اشتغال بخش قابل توجهی از جمعیت زنان روستایی به تحصیل، در سال‌های پیش‌رو، افزایش مشارکت زنان روستایی در بازار کار، دور از ذهن نیست؛ از اینرو انتظار می‌رود این مهم، در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری اقتصادی مورد توجه قرار گیرد و اقدامات لازم جهت بهبود شرایط انجام شود.

* نویسنده مسئول: زهرا (میلا) علمی
نشانی: استاد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
تلفن: ۰۱۱۳۵۳۰۲۵۵۶
پست الکترونیکی: z.elmi@umz.ac.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

مشارکت اقتصادی زنان از موضوعات حائز اهمیت در بازار کار و از چالش‌های مطرح در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران است. در ایران نرخ مشارکت اقتصادی زنان طی سال‌های اخیر همواره فراز و فرودهایی را تجربه کرده‌است، با این حال پس از سال ۱۳۸۴ همواره مشارکت زنان حدود ۱۷ درصد بوده‌است. نرخ مشارکت پایین زنان در ایران، منطقه و جهان دلایل فرهنگی، اقتصادی- اجتماعی و نهادی متفاوتی دارد که از موضوعات مورد بررسی پر اهمیت در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه است. در مطالعه‌ای که در مورد نرخ پایین مشارکت زنان منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) در سال ۲۰۱۹ توسط سازمان بین‌المللی کار انجام شده است میزان مشارکت نیروی کار زنان ۲۰/۲۳ درصد و کمتر از نصف این نرخ در سطح جهانی (۴۷/۳ درصد) بوده است (۱). ایران با نرخ مشارکت ۱۷/۶ درصد برای زنان به همراه عراق (۱۲درصد)، یمن (۶ درصد)، کرانه باختری و غزه (۱۸درصد)، اردن (۱۵درصد)، سوریه (۱۵درصد)، مصر (۱۸درصد) و الجزیره (۱۷درصد) زیر متوسط منطقه بودند.

امروزه اقتصاد ایران در مرحله گذار جمعیتی ویژه‌ای است که لازمه بهره بردن از این گذار، واکاوی شرایطی است که در آن هستیم. وقتی ساختار جمعیت به‌گونه‌ای باشد که نسبت جمعیت در سنین فعالیت به حداکثر مقدار خود برسد و نسبت‌های وابستگی سنی کاهش یابد، کشور با پنجره جمعیتی روبرو می‌شود. طبق تعریف سازمان ملل متحد اگر جمعیت بین ۱۵تا ۶۵ ساله به بالا از کل جمعیت یک سوم باشد کشور وارد دوران پنجره جمعیتی شده است؛ براین اساس پنجره جمعیتی ایران به مدت چهار دهه از سال ۱۳۸۵تا سال ۳۰-۱۴۲۵باز است و بعد از دوران سالخوردگی جمعیت، به تدریج بسته می شود. در این دوره که ساختار جمعیت تغییر می‌کند فرصت ویژه‌ای برای رشد اقتصادی کشور فراهم می شود. با تغییر ساختار سنی جمعیت، نقش زنان در اقتصاد نیز افزایش می‌یابد. مشارکت اقتصادی آن‌ها در بازار کار، بهبود سطح تحصیلات و سواد، ارتقای مهارت و سرمایه انسانی زنان را در پی دارد. این تحول می‌تواند نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی ایفا کند. در ادبیات جمعیت شناسی به این پدیده سود جمعیتی زنان گفته می‌شود (۲). پنجره جمعیتی در ایران که از سال ۱۳۸۵ آغاز شده و تاکنون ۱۵ سال آن سپری شده اما نرخ مشارکت اقتصادی زنان علی‌رغم افزایش سطح تحصیلات آنان تغییر چندانی نداشته‌است. با توجه به شرایط ویژه گذار جمعیتی در ایران، بررسی عوامل موثر بر نرخ مشارکت زنان می‌تواند راهگشای سیاست‌گذاری باشد.

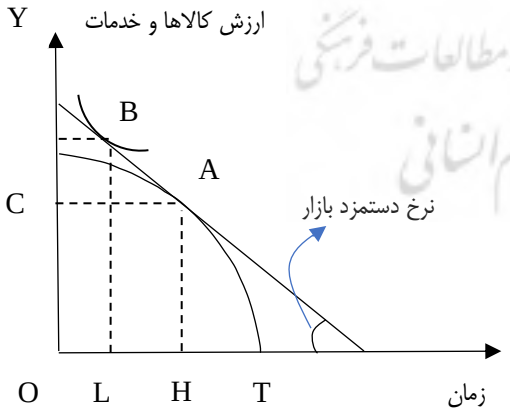
عوامل متعدد تاثیرگذار بر مشارکت زنان را می‌توان در چارچوب عوامل اجتماعی- اقتصادی و جمعیت شناختی بررسی نمود. در متون علمی بازار کار، عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت کار عبارتند از مشخصات فردی مانند سن، جنس، سطح آموزش، درآمدهای کاری و مشخصات خانوادگی مانند درآمد سایر اعضای خانواده، سطح تحصیلات آن‌ها، وضعیت تاهل، اشتغال و اندازه خانوار (۳). جهت استفاده بهینه از توانمندی زنان در بازار کار، بررسی عوامل اجتماعی و اقتصادی تأثیرگذار بر مشارکت نیروی کار حائز اهمیت است. در ایران مطالعاتی که بازار کار زنان را بررسی نموده اند بیشتر بر بازار کار زنان در سطح کشور متمرکز بوده است (به طور نمونه (۴) و (۵)). برخی مطالعات از داده‌های طرح هزینه- درآمد خانوار استفاده کردند و برخی از پرسشنامه (۶- ۸). مطالعه حاضر بر اساس داده‌های سطح خرد اخذ شده از طرح هزینه- درآمد خانوار، به بررسی عوامل اقتصادی- اجتماعی و جمعیتی اثرگذار بر مشارکت زنان روستایی می‌پردازد. تفاوت ویژه مطالعه حاضر از سایر مطالعات انجام شده برای بررسی عوامل موثر بر احتمال مشارکت زنان روستایی، استفاده از داده‌های خرد در یک سال مشخص و دسته‌بندی آن در سطح منطقه روستایی استان‌های ایران و ایجاد یک پانل ساختگی و برآورد به روش داده‌های شبه تابلویی بوده‌است. مورد دیگر در این مطالعه تمرکز بر منحنی سن مشارکت از یکسو و تاثیر آموزش بر احتمال مشارکت زنان روستایی از سوی دیگر است.

بنابراین ساختار این پژوهش با هدف بررسی عوامل موثر بر نرخ مشارکت زنان روستایی در ایران در سال ۱۳۹۵، با نمونه‌ای شامل ۲۸۲۶۵ زن روستایی بدین صورت است که بعد از مقدمه، مبانی نظری ارائه می‌شود؛ سپس بعد از پیشینه پژوهش و توصیف داده‌ای، مدل و روش تحقیق و برآورد آن ارائه می‌گردد. در ادامه نتایج حاصل از برآورد مدل و سرانجام، پایان بخش مقاله، جمع‌بندی و راهبرد سیاستی است.

مبانی نظری

مدل نئوکلاسیک عرضهٔ نیروی کار

در دهه‌های پیشین، اقتصاددانان مشارکت را در نظریهٔ عمومی عرضهٔ کار وارد کرده‌اند (۹- ۱۱). این موضوع با استفاده از شکل (۱) توضیح داده می‌شود:



نمودار ۱- تخصیص زمان زن بین خانه و بازار کار (۱۲)

یک زن در هر دورهٔ زمانی، حداکثر زمان T را در اختیار دارد. در طول منحنی امکانات تولید TC، این زمان می‌تواند به کالاهای خانگی و خدمات اختصاص یابد. فرض بازدهی نزولی به ازای اختصاص هر واحد اضافی از زمان به تولیدات خانگی موجب شکل‌گیری منحنی به صورت نمودار ۱ می‌شود. در برخی نقاط مانند

A، حرکت از T به C، بهره‌وری زن در خانه (شیب منحنی انتقال[1]) ممکن است کمتر از چیزی باشد که او می‌تواند با کارکردن در بازار به‌دست آورد. جایی که منحنی امکانات تولید مؤثر TAY می‌شود، متوقف کردن زمانی که زن به فعالیت‌های خانه‌داری می‌پردازد و ورود به بازار کار، پس از این نقطه، برای او سودمندتر خواهد بود (۱۳).

تخصیص زمان بین فعالیت خانگی و در بازار، به سلیقهٔ زن در انتخاب بین فراغت و مصرف (یا درآمد معادل[2]) بستگی دارد (نقطه B). در این وضعیت، او سرانجام به میزان TH از زمانی که در اختیار دارد را برای کار در خانه و LH را در بازار کار و OL را به فراغت اختصاص می‌دهد؛ از این رو مطابق با دیدگاه مکتب نئوکلاسیک، عوامل مهمی بر تصمیم مشارکت زن در بازار کار اثرگذار است که شامل «پاداش نسبی برای کار در بازار و خانه» و «سلیقهٔ زن» می‌شود. در این مدل، تصمیم مشارکت زنان متأهل در چارچوب خانواده اتخاذ می‌شود. اگر فرض ثابت بودن سایر شرایط، عقلایی بودن و نرمال بودن فراغت اعمال شود، به‌طور ویژه دسترسی به درآمد شوهر ممکن است زن را به انجام کار کمتر هدایت کند (اثر درآمدی) که می‌توان آن را به‌عنوان عاملی جهت کاهش نرخ مشارکت زنان در نظر گرفت. در حالی که پاداش نسبی، به‌عنوان «اثر جانشینی» شناخته می‌شود؛ به‌عنوان مثال افزایش دستمزد زن (بازاری یا سایه‌ای[3]) موجب کاهش ساعت‌های انجام کار می‌شود (۱۳).

استدلال نئوکلاسیک در مورد مشارکت نیروی کار زن، بر عملکرد بازار و تلاش افراد برای به حداکثر رساندن رفاه اقتصادی آنان استوار است. از اوایل سال ۱۹۷۰ تلاش‌هایی برای ترکیب عوامل فرهنگی و غیراقتصادی در مدل‌های اقتصادی (مانند آکلوف[4] (۱۴)) وجود داشته‌است. این مکتب بر خانوار به‌عنوان یک نهاد و رابطهٔ بین زن و شوهر در ارتباط با تقسیم کار در خانه و بازار تمرکز می‌کند. در این چارچوب، تخصص بین مردان، زنان و سلسله مراتب (درآمد بالا برای مردان و سپس برای زنان)، سرانجام به رفتار متفاوت مشاهده شدهٔ بین جنسیت‌ها منجر می‌شود. این با اندازه‌ای که بازارهای کار کلیشه‌ای و تبعیض مشاغل اعمال می‌کنند، شناسایی می‌شود (۱۵).

مدل عرضهٔ نیروی کار خانوار

یکی از الگوهای مطرح در تبیین مشارکت اقتصادی زنان، الگوی عرضه‌ی نیروی کار خانوار است. بر اساس این الگو، تصمیم به مشارکت در بازار کار، به خصوص برای زنان، معمولاً تصمیمی است که به شرایط داخل خانه و مکانی که فرد سکونت دارد، وابسته است؛ بنابراین با توجه به تصمیمات سایر افراد خانواده اتخاذ می‌شود.

در اکثر کشورها، هزینه فرصت مشارکت نیروی کار زنان به فعالیت‌های خانگی (مانند مراقبت از کودک یا تولیدات خانگی) بستگی دارد؛ ازاینرو عرضهٔ نیروی کار زنان، واکنشی به عوامل خانوادگی چون تعداد اعضای خانواده، درآمد همسر و مراقبت از کودک است. نظریه رایج عرضهٔ نیروی کار خانواده، بر مسئولیت فرد در برابر خانواده تاکید می‌کند و تصمیم فرد در مورد کار، با بیشینه‌سازی مطلوبیت خانواده در ارتباط است. تابع مطلوبیت خانواده به‌صورت معادله (۱) تعریف می‌شود:

$$U=U(L_1, ...,L_m, C) \qquad (۱)$$

m بیانگر اندازه خانوار، L_i فراغت i امین عضو و C مصرف خانوار از کالاها است. بهینه‌سازی تابع مطلوبیت خانواده با در نظر گرفتن محدودیت‌های درآمد (معادلهٔ۲) است:

$$PC \le R + \sum_i W_i H_i \qquad (۲)$$

P نشان‌دهندهٔ قیمت واحد کالاهای مصرفی کل خانواده و R بیانگر درآمد غیرکاری است. W_i درآمد حاصل از دستمزد فرد i ام و H_i میزان ساعات کار اوست. در این بحث، تصمیم مشارکت زن به درآمد کاری او که از بازار حاصل می‌شود، وابسته است ؛ از طرف دیگر، عوامل خانوادگی (مانند مصرف خانوار و درآمد سایر اعضای خانواده)، تعیین کننده دستمزدی هستند که موجب ادامهٔ اشتغال زنان می‌شود (۱۶). به عبارتی سطحی از دستمزد و یا درآمد که می‌تواند عامل تعیین‌کننده حضور زن در بازار کار باشد خود به درآمد خانوار وابسته می شود.

آموزش از دیگر عوامل مهم موثر بر مشارکت اقتصادی زنان است. ساخاروپولوس و تزانناتوس[5] (۱۲) عنوان کردند که آموزش زنان به شیوه‌های مختلف بر مشارکت آنان اثر می‌گذارد. نخست این که آموزش بهره‌وری کارگر را افزایش می‌دهد؛ از این رو افزایش بیش از حد آموزش باعث می‌شود کار در بازار جایگزین کار در خانه شود. دوم، افزایش درآمد کسب شده توسط زنان ممکن است به «خرید» زمان غیرکاری اختصاص یابد (گران‌تر شدن زمان فراغت)؛ بنابراین اثر خالص آموزش بر میزان ساعت کاری مبهم است و به درآمد و اثر جانشینی بستگی دارد. غالب بودن نتیجه‌ی اول یا دوم به ترجیحات زنان (منحنی بی‌تفاوتی او)، تفاوت در بهره‌وری بین نیروی کار تحصیل‌کرده و تحصیل‌نکرده و نیز به درآمد غیرکاری آنان بستگی دارد؛ به عنوان نمونه اثر تحصیلات زنان بر تصمیم آنان می‌تواند نتیجه‌ی ملاحظات متفاوتشان باشد. می‌توان در این‌جا سوالاتی را عنوان کرد، مانند اینکه آموزش مصرف است یا یک سرمایه‌گذاری خوب؟ اگر آموزش سرمایه‌گذاری باشد موجب شغل بهتر و کار بیشتر می‌شود یا سبب ازدواج بهتر و فراغت بیشتر می‌شود؟

نتیجه‌ی سوم حاصل از تصمیم دست‌یابی به آموزش، با در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی، به دو رویکرد منتج شده که الگوی مطرح در زمینه‌ی مشارکت زنان است. در الگوی نئوکلاسیک عرضه‌ی نیروی کار، تجزیه و تحلیل اقتصادی مشارکت زنان در بازار کار متکی بر مطالعات مینسر[6] (۹) و بکر[7] (۱۰) است.

[1] Transformation curve
[2] Equivalent income
[3] Market or shadow
[4] Akerlof
[5] Psacharopoulos and Tzannatos
[6] Mincer
[7] Becker

رویکرد مینسرین، بر فرض حداکثرسازی ارزش فعلی هزینه‌ها و مزایای حاصل از آموزش پایه‌گذاری می‌شود و رویکرد بکرین، با استفاده از توابع تولید فعالیت خانگی، در تلاش برای توضیح الگوهای مصرف و عرضه‌ی خانوار است. نتیجه این دو رویکرد برای یک زن، تخصیص زمان بین تصمیمات متفاوت، به مزایا و هزینه‌های نسبی آن تصمیم‌ها وابسته است.

ادبیات تجربی

در مطالعات انجام شده در کشورهای مختلف برای بررسی عوامل موثر بر مشارکت نیروی کار زنان متغیرهای متنوعی مورد توجه قرار گرفته‌است. در برخی از این مطالعات افزایش سرمایه انسانی از طریق بالا رفتن سال سواد، موجب افزایش حضور زنان در بازار کار شد (۱۷– ۲۹).

در برخی از مطالعات در کنار سرمایه‌ی انسانی و آموزش که بر ارزش بازاری مشارکت زنان در بازار کار اثرگذار بودند فعالیت‌های غیربازاری همانند ازدواج، طلاق در نظر گرفته شد (۳۰–۳۵). در ادامه برخی از مطالعات داخلی و خارجی ارائه می‌شود.

پیشینه خارجی

براتی[1] (۱۸) بر نقش آموزش رسمی در شکل‌گیری تصمیم مشارکت نیروی کار و باروری زنان متأهل ایتالیا در سال ۱۹۹۳متمرکز شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد آموزش، تمایل زنان را به مشارکت در بازار کار افزایش می‌دهد. این افزایش در مشارکت زنان با تحصیلات عالی (آموزش بیشتر از ۱۷ سال) در سن ۳۹–۳۵ سالگی به ۹۹ درصد می‌رسد. زنان با تحصیلات عالی با احتمال ۳ برابر نسبت به زنان با تحصیلات ابتدایی (میزان آموزش ۳ سال) در سن ۳۹–۳۵ سالگی در بازار کار شرکت می‌کنند. آموزش، تمایل زنان را به باروری کاهش می‌دهد. به عبارتی افزایش آموزش زنان، باعث افزایش نرخ مشارکت آنان و به تعویق افتادن باروری آن‌ها می‌شود.

هوسگور و اسمیتز[2] (۳۶)، با داده‌های سال ۱۹۹۸، عوامل اثرگذار بر نرخ مشارکت زنان متأهل ترکیه را برای گروه‌های سنی ۲۰–۱۵، ۳۵–۲۶ و ۵۰–۳۶ساله، با روش لاجیت چند متغیره بررسی کرده‌اند. طبق یافته‌های این پژوهش، آموزش عامل موثر بر موقعیت کاری زنان است. شغل همسر بر وضعیت شغلی زنان تاثیرگذار است و داشتن کودکان کم سن و سال‌تر، شانس خانه‌دار شدن زنان را افزایش می‌دهد.

فریدی، مالک و باسط[3] (۲۳)، با بهره‌گیری از مدل لاجستیک و با نمونه‌گیری تصادفی و مصاحبه با ۱۶۴ زن روستایی و شهری، به برآورد عوامل اثرگذار بر مشارکت زنان پاکستانی منطقه‌ی پنجاب پرداخته‌اند. نتایج برآورد گویای آن است که ضریب تمام سطوح آموزشی، جز ابتدایی، دارای اثر قابل توجه بر مشارکت بوده‌است. نقش تحصیلات والدین، ناچیز، اما وضعیت آموزشی همسر اثری مثبت و مؤثر داشت. مشارکت زنان متأهل بیشتر از سایرین است که آن را ناشی از فقر، درآمد پایین خانوار و تورم بالا در کشورهای در حال توسعه می‌دانند. در نهایت اثر بعد خانوار بر مشارکت نیروی کار زنان مثبت است.

خدیم و اکرم[4] (۳۷) با استفاده از عوامل اجتماعی– اقتصادی و جمعیت‌شناختی، با محوریت نسبت مشارکت زنان تحصیل‌کرده در نیروی کار، به بررسی مشارکت نیروی کار زنان در بخش رسمی پاکستان و در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. آن‌ها برای تعیین عوامل موثر بر مشارکت نیروی کار زنان در سنین ۲۱–۶۰ سال از رگرسیون لجستیک دو جمله‌ای استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که تحصیلات در مقاطع متوسطه و آموزش عالی، نقش مهم و مثبتی در تصمیم‌گیری زنان برای مشارکت در بخش رسمی ایفا می‌کنند. هم‌چنین مشارکت زنان در بخش رسمی همبستگی بالایی با تحصیلات در مقاطع دکتری و فوق‌لیسانس دارد. علاوه بر ازدواج، زندگی در منطقهٔ شهری و عضویت در یک خانوادهٔ هسته‌ای با تعداد خواهران زیاد موجب افزایش تمایل زنان به مشارکت می‌شود. درحالی که سن زنان، حضور پسران در خانواده و سرپرست خانوار بودن زن، احتمال مشارکت زنان در بخش رسمی را کاهش می‌دهد.

حسنی[5] (۳) در پژوهشی با عنوان «عوامل موثر بر مشارکت نیروی کار زنان در مصر و آلمان: یک مطالعهٔ تطبیقی»، داده‌های زنان ۶۴–۱۵ساله این دو کشور در سال ۲۰۱۲ را با مدل پروبیت بررسی کرده‌است. نتایج نشان‌دهندهٔ تاثیر مثبت افزایش سال‌های تحصیل و سن افراد بر مشارکت آنان است در حالی که متأهل بودن زنان، زندگی‌کردن آنان در مناطق شهری و تعداد فرزندانشان بر این متغیر تاثیر منفی دارند. به‌علاوه، ثروت متغیری است که تاثیر متفاوتی در دو کشور داشت و بعد خانوار تاثیر ناچیز. سایر متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش، وضعیت تحصیلی پدر و مادر، وضعیت اشتغال آنان و داشتن کمک در خانه بوده‌است. در مصر، اثر اشتغال مادر مثبت و تاثیر پدر تحصیل‌کرده و داشتن کمک در خانه منفی بوده‌است. از نکات قابل توجه در این پژوهش این‌که، تحصیلات در صورتی تاثیرگذار است که در مقاطع دانشگاهی و یا در هنرستان انجام شده باشد تا شخص بتواند به‌صورت مستقیم وارد بازار کار شود.

سرکار، شاو و کلاسن[6] (۳۸) به تجزیه و تحلیل اشتغال زنان در سن کار در هند پرداختند و موضوع مشارکت کم نیروی کار با وجود رشد قابل توجه اقتصادی، کاهش قابل ملاحظهٔ باروری و گسترش آموزش زنان در هند را مورد توجه قرار داده‌اند و پویایی اشتغال از نظر ورود و خروج نیروی کار و عوامل موثر بر آن را با یک مدل سوئیچینگ درون‌زا بررسی کردند. طبق پژوهش‌های انجام شده، برنامه‌ی گسترده‌ی کار عمومی به شکل قابل ملاحظه‌ای خروج زنان از بازار کار را کاهش می‌دهد و افزایش ثروت و درآمد سایر اعضای خانواده موجب ورود کمتر و احتمال خروج بیشتر زنان می‌شود. در

[1] Bratti
[2] Gündüz-Hosgör and Smits
[3] Faridi, Malik and Basit
[4] Khadim and Akram
[5] Hosney
[6] Sarkar, Sahoo & Klasen

کنار اثرات کاست و دین، این نتیجه، اهمیت عوامل فرهنگی و اقتصادی در تبیین مشارکت کم نیروی کار زنان در هند را نشان‌می‌دهد. باید توجه داشت که تصمیمات ورود و خروج زنان لزوما متقارن نیست.

پیشینه داخلی

کشاورز حداد و باقری قنبرآبای[1] (۳۹) در مقالهٔ خود به تحلیل احتمال مشارکت زنان شهری و روستایی در بازار کار ایران در سال ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. در این پژوهش که با استفاده از روش لاجیت، به‌صورت پارامتریک و ناپارامتریک انجام گرفته‌است، نتایج بدین شرح است:

براساس تخمین‌های پارامتریک، سن و سطح تحصیلات بر مشارکت زنان روستایی و شهری اثر مثبت دارد، اما درآمد غیر کاری فرد و شوهر اثر منفی دارد؛ درحالی که زنان شهری درآمد غیر کاری را در تصمیم‌گیری لحاظ نمی‌کنند. وضعیت مسکن زن روستایی بر مشارکت او اثر منفی و تعداد فرزندان بالای ۶ سال بر مشارکت زنان روستایی اثر مثبت دارد، در حالی که این عوامل بر مشارکت زنان شهری اثر معناداری ندارند. با توجه به تخمین به روش ناپارامتریک متغیرهای سن، سطح تحصیلات و تعداد فرزندان بالای ۶ سال، به‌طور میانگین، احتمال حضور زنان شهری و روستایی در بازار کار را افزایش داده‌اند. درآمد خانوار، درآمد غیر کاری و درآمد شوهر، تعداد فرزندان زیر ۶ سال و وضعیت مسکن زنان شهری و روستایی بر حضور آنان در بازار کار اثر منفی دارد.

آگهی، میرک‌زاده و تقی‌بیگی[2] (۴۰) در پژوهشی با عنوان اولویت‌بندی عوامل موثر بر توسعهٔ مشاغل خانگی زنان روستایی، با روش توصیفی- پیمایشی به بررسی کار زنان شهرستان اسلام آباد غرب در سال ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج، از منظر زنان روستایی مهم‌ترین عواملی که موجب توسعهٔ مشاغل خانگی می‌شوند؛ مهارت، تخصص و تجربه، کسب استقلال بیشتر است و از نظر کارشناسان کلاس‌های آموزشی، نیاز مالی زنان و ایجاد بازار محلی برای فروش محصولات است. بین وضعیت تاهل و سن زنان و تمایل به ایجاد مشاغل خانگی رابطه معناداری وجود ندارد اما رابطه سطح تحصیلات زنان با توسعهٔ مشاغل خانگی معنادار است، به‌گونه‌ای که افزایش سطح سواد تا دبیرستان بر این متغیر اثر مثبت دارد، هرچند این رابطه برای سطح تحصیلات دبیرستان و بالاتر صادق نیست. عضویت در تشکل‌ها مانند تعاونی و شورا نیز تاثیری مثبت دارند.

علمی، زروکی و مهدوی‌چابک[3] (۲۹) در سنجش عوامل جمعیتی مؤثر بر مشارکت اقتصادی زنان در مناطق شهری، به بررسی اثر آموزش، وضعیت زناشویی، سن زن و سرپرست خانوار بودن او بر احتمال مشارکت زنان در بازار کار پرداخته‌اند. این پژوهش با استفاده از داده‌های طرح هزینه- درآمد خانوار شهری سال ۱۳۹۰ و مدل پروبیت داده‌های تابلویی و روش برآورد حداکثر درست نمایی انجام شده‌است. نتایج پژوهش نشان‌دهندهٔ تاثیر مثبت تحصیلات دانشگاهی، مطلقه و مجرد بودن، هم‌چنین سرپرست خانوار بودن زنان، بر احتمال ورود آنان به بازار کار است. این درحالی است که انتظار می‌رود آموزش در مقاطع پایین تحصیلی انگیزه‌ای برای ورود زنان به بازار کار ایجاد نکند. بی همسر بودن زنان عاملی است که بر مشارکت آن‌ها در بازار کار اثر منفی دارد. این پژوهش ارتباط U وارونه میان سن و احتمال مشارکت زنان شهری را نشان می‌دهد.

کریمی موغاری و جهان‌تیغ[4] (۴۱) در پژوهشی به بررسی وضعیت اشتغال غیررسمی زنان جوان ۲۵-۱۵ساله در ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار در سال ۱۳۹۰ و مدل لاجیت استفاده شده‌است. نتایج نشان داده‌اند که سکونت در شهر، تحصیلات دانشگاهی و متاهل بودن بر احتمال اشتغال غیررسمی اثر منفی دارد و اثر متغیر سن بی‌معناست.

نوری[5] (۴۲) در پژوهشی توصیفی- تحلیلی، با هدف تحلیل تحول در میزان مشارکت زنان روستایی در بخش کشاورزی، زنان روستاهای شهرستان تربت‌جام را در سال۱۳۹۳ در دو نسل جوان (۳۵-۱۹سال) و مسن (بیش از ۵۰ سال) مورد مطالعه قرارداد. بنابر نتایج این پژوهش تفاوت معناداری میان میزان مشارکت زنان دو نسل در فعالیت‌های کشاورزی (زراعت، باغداری و دامداری) وجود دارد. او افزایش سطح تحصیلات دختران را مهم‌ترین علت برای مشارکت کمتر نسل جوان در فعالیت‌های اقتصادی معرفی‌کرده‌است.

یافته‌های پژوهش عباسی اسفجیر و رضایی روشن[6] (۴۳) در بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت زنان در کشورهای منتخب خاورمیانه براساس الگوی اقتصادسنجی داده‌های تابلویی ۱۳ کشور خاورمیانه منتخب در ۲۰۱۴-۲۰۰۵ نشان می‌دهند که متغیرهای نسبت اشتغال زنان به جمعیت، امید به زندگی زنان و جمعیت زنان در توضیح تغییرات متغیر نرخ مشارکت نیروی زن به مرد در این کشورها مؤثر است و اثری مثبت و معنی‌دار بر نرخ مشارکت نیروی زن به مرد داشته است، ولی متغیر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در توضیح تغییرات متغیر نرخ مشارکت نیروی زن به مرد در این کشورها اثری منفی و معنی‌دار داشته است.

علیپور[7] (۴۴) در بررسی اثر تحصیلات عالی زنان روستایی بر اشتغال در نقاط روستایی ایران با استفاده از داده‌های سال ۱۳۹۴ و مدل لجستیک به این نتیجه رسید که جنسیت بر کسب شغل و درآمد اثرگذار است. در پژوهش وی، زنان سرپرست خانوار در مقایسه با مردان سرپرست خانوار شانس کمتری برای شاغل بودن دارند، اما درصورتی که زنان سرپرست خانوار از تحصیلات دانشگاهی برخوردار باشند، شانس شان نسبت به مردان افزایش می‌یابد. سطح درآمد خانوار بر اشتغال سرپرست خانوار اثر مثبت و معنادار دارد و اثر سن که به‌عنوان نماینده‌ای از تجربهٔ کاری سرپرست خانوار وارد مدل شد،

[1] Keshavarz Haddad, Baghery Ghanbarabadi
[2] Agahi, MEkzadeh & Taghi Beigi
[3] Elmi, Zaroki & Mahdavi Chabok
[4] Karimi Moughari & Jahan Tigh
[5] Nouri
[6] Abbasi Asafjir & Rezaei Roshan
[7] Alipour

نیز بر اشتغال او مثبت است.

توصیف داده‌ای

در این پژوهش از ریزداده‌های طرح هزینه- درآمد خانوار روستایی استفاده شده است. نمونه مورد مطالعه شامل ۱۹۳۳۷ خانوار با جمعیت ۷۰۵۸۰ نفر بوده است که اطلاعات مربوط به آن‌ها توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌است. این داده‌ها شامل درآمد، هزینه و سایر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی خانوارها می‌باشد. در این بخش از پژوهش، برخی ویژگی‌های مربوط به زنان در مناطق روستایی (نمونه شامل ۲۸۲۶۵ زن روستایی بوده‌است) جهت نشان دادن وضع فعالیت آنان در سال ۱۳۹۵ به تفکیک استان محل سکونت، بررسی می‌شود.

براساس آمار موجود از وضعیت فعالیت زنان، آنان را به چهار گروه شاغل، بیکار، محصل و سایر تقسیم می‌کنند. ۱۰/۸۷ درصد از زنان روستایی کل کشور شاغل، ۲/۹۳ درصد بیکار و ۱۵/۰۷ درصد از آنان محصل‌اند. بیشترین فراوانی زنان در گروه سایرین با سهم ۷۱/۱۳ درصد است که متشکل از افراد غیر فعال، شامل زنان خانه‌دار، زنان دارای درآمد بدون کار و سایرین است. بیشترین سهم از زنان شاغل، بیکار و محصل در هر استان به ترتیب به استان‌های آذربایجان شرقی، کهگیلویه و بویراحمد و بوشهر اختصاص دارد (جدول ۱). زنان در استان آذربایجان شرقی بالاترین و در استان سیستان و بلوچستان پایین‌ترین نرخ مشارکت اقتصادی را به خود اختصاص داده‌اند. بزرگ‌ترین نسبت شاغلان و بیشترین نرخ مشارکت در میان زنان روستایی کل کشور به استان آذربایجان‌شرقی تعلق دارد (جدول ۲).

وضعیت فعالیت زنان

جدول ۱- سهم وضع فعالیت زنان از کل زنان در مناطق روستایی ایران به تفکیک استان (درصد)

وضع فعالیت استان	شاغل	بیکار	محصل	سایر موارد
اردبیل	۲۵/۹۵	۱/۱۸	۱۱/۰۱	۶۱/۸۶
اصفهان	۱۲/۴۲	۱/۱۲	۱۳/۷۶	۷۲/۷۱
البرز	۵/۰۴	۲/۳۳	۱۵/۶۳	۷۷/۰۰
ایلام	۱۵/۱۸	۸/۸۹	۱۶/۵۹	۵۹/۳۳
آذربایجان شرقی	۲۸/۴۴	۱/۰۳	۱۳/۸۴	۵۶/۶۹
آذربایجان غربی	۵/۳۷	۰/۵۸	۱۳/۹۲	۸۰/۱۳
بوشهر	۲/۹۷	۸/۹۲	۱۹/۹۳	۶۸/۱۷
تهران	۴/۲۵	۱/۹۱	۱۷/۳۰	۷۶/۵۴
چهارمحال و بختیاری	۶/۸۲	۴/۰۶	۱۷/۵۶	۷۱/۵۶
خراسان جنوبی	۱۱/۹۵	۱/۹۳	۱۱/۳۸	۷۴/۷۴
خراسان رضوی	۱۵/۳۴	۱/۹۳	۱۴/۲۵	۶۸/۴۸
خراسان شمالی	۱۶/۳۷	۲/۰۶	۱۵/۰۰	۶۶/۵۷
خوزستان	۳/۵۵	۲/۷۰	۱۸/۰۸	۷۵/۶۶
زنجان	۲۷/۶۶	۱/۴۱	۱۲/۴۲	۵۸/۵۱
سمنان	۵/۰۱	۳/۱۹	۱۶/۵۴	۷۵/۲۷
سیستان و بلوچستان	۳/۱۸	۱/۴۶	۱۷/۸۱	۷۷/۵۴
فارس	۶/۰۸	۲/۸۸	۱۶/۲۵	۷۴/۷۸
قزوین	۱۰/۰۰	۰/۷۱	۱۳/۸۸	۷۵/۴۱
قم	۴/۴۵	۱/۲۹	۱۴/۴۹	۷۹/۷۷
کردستان	۱۵/۴۴	۱/۵۳	۱۱/۵۴	۷۱/۴۹
کرمان	۲/۲۰	۵/۷۴	۱۹/۴۱	۷۲/۶۶
کهگیلویه و بویراحمد	۲/۶۲	۱۸/۳۳	۱۷/۹۳	۶۱/۱۳
کرمانشاه	۲۶/۱۳	۱/۳۰	۱۱/۲۸	۶۱/۲۸
گلستان	۱۲/۷۸	۱/۹۶	۱۴/۲۷	۷۰/۹۹
گیلان	۱۲/۹۳	۲/۵۰	۱۰/۹۸	۷۳/۵۹
لرستان	۸/۵۹	۱/۴۸	۱۳/۳۶	۷۶/۵۶
مازندران	۱۰/۳۵	۳/۶۰	۱۴/۶۵	۷۱/۴۰
مرکزی	۴/۳۶	۰/۷۷	۱۱/۱۹	۸۳/۶۹

هرمزگان	۳/۶۵	۱/۵۴	۱۹/۸۷	۷۴/۹۳
همدان	۱۶/۵۷	۰/۹۱	۱۲/۲۳	۷۰/۲۹
یزد	۱۷/۷۴	۱/۸۲	۱۷/۰۱	۶۳/۴۳
ایران	۱۰/۸۷	۲/۹۳	۱۵/۰۷	۷۱/۱۳

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (۴۵)

جدول ۲- وضعیت فعالیت زنان در مناطق روستایی ایران به تفکیک استان(درصد)

وضع فعالیت استان	نرخ مشارکت* (در استان)	نسبت اشتغال * (در استان)	نرخ بیکاری (در استان)
اردبیل	۳۱/۳۷	۲۹/۹	۴/۶۹
اصفهان	۱۷/۵	۱۵/۹۴	۸/۹۳
البرز	۸/۸۲	۵/۹۸	۳۲/۱۴
ایلام	۲۷/۲۵	۱۶/۵۶	۳۹/۲۳
آذربایجان شرقی	۳۵/۶۵	۳۴/۴۵	۳/۳۶
آذربایجان غربی	۶/۶۴	۵/۹۲	۱۰/۷۱
بوشهر	۱۴/۳۴	۳/۶۲	۷۴/۷۷
تهران	۷/۱۴	۴/۸۲	۳۲/۵
چهارمحال و بختیاری	۱۳/۶۸	۸/۵۵	۳۷/۵
خراسان جنوبی	۱۸/۳۹	۱۵/۶۵	۱۴/۹۱
خراسان رضوی	۲۱/۱۴	۱۸/۶۷	۱۱/۶۸
خراسان شمالی	۲۱/۵۳	۱۸/۹۴	۱۲/۰۷
خوزستان	۷/۳۷	۴/۰۶	۴۴/۸۷
زنجان	۳۴	۳۲/۱۷	۵/۳۷
سمنان	۹/۷	۵/۴۹	۴۳/۴۸
سیستان و بلوچستان	۵/۶۹	۳/۸۳	۳۲/۶۹
فارس	۱۱/۰۷	۷/۴۸	۳۲/۴۱
قزوین	۱۲/۱	۱۱/۱۸	۷/۵۹
قم	۷/۵۵	۵/۸۵	۲۲/۵
کردستان	۲۰/۳۸	۱۸/۶۴	۸/۵۵
کرمان	۹/۶۷	۲/۵۷	۷۳/۴۲
کهگیلویه و بویراحمد	۲۴/۹۷	۲/۶۱	۸۹/۵۵
کرمانشاه	۳۱/۳۹	۲۹/۷۴	۵/۲۶
گلستان	۱۷/۳	۱۴/۸۸	۱۴
گیلان	۱۹/۵۷	۱۶/۲۹	۱۶/۷۹
لرستان	۱۱/۲۱	۹/۴۳	۱۵/۹۱
مازندران	۱۶/۶۹	۱۲/۲۷	۲۶/۵
مرکزی	۵/۹۸	۴/۹	۱۸
هرمزگان	۶/۳۴	۴/۴۳	۳۰/۱۴
همدان	۱۹/۵۴	۱۸/۴	۵/۸۴
یزد	۲۱/۵۹	۱۹/۰۶	۱۱/۷۲
ایران	۱۶/۳۸	۱۲/۶۹	۲۲/۵۵

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (۴۵)

*در این جدول، نسبت‌ها با توجه به جمعیت زنان در سن کار (۶۴-۱۵ساله) محاسبه شده است.

*نسبت اشتغال به صورت نسبت تعداد شاغلان به جمعیت واقع در سن کار، تعریف می شود (۴۶)

مشارکت زنان در بیش از نیمی از استان‌های ایران از مشارکت کل زنان روستایی کشور (۱۶/۳۸درصد) بیشتر است. در این میان نرخ بیکاری زنان در استان‌های کهگیلویه و بویراحمد (۸۹/۵۵درصد) قابل توجه است. علاوه بر این استان، نرخ بیکاری بوشهر (۷۴/۷۷درصد) و کرمان (۷۳/۴۲درصد) نیز لزوم توجه بیشتر دولت به این استان‌ها در تصمیم‌گیری‌های منطقه‌ای را خاطرنشان می‌سازد (جدول ۲).

بررسی گروه سنی زنان شاغل

متغیر سن یکی از عوامل مورد بررسی در پژوهش‌های گذشته است. در برخی از پژوهش‌ها اثر سن بر مشارکت اقتصادی زنان مثبت (۳) و در برخی منفی (۱۶و ۳۷) گزارش شده‌است. هم‌چنین بر تفاوت اثر این متغیر بر مشارکت زنان در گروه‌های سنی مختلف (۴۷) تاکید شده‌است. در پیشینهٔ پژوهش به رابطهٔ U وارونه میان سن و احتمال مشارکت زنان شهری در ایران (۲۹) نیز اشاره شده‌است؛ بنابراین جهت واکاوی بیشتر داده‌ها، زنان فعال روستایی کشور در بازه‌های سنی ۱۰ ساله دسته‌بندی شدند. طبق جدول (۳)، بیشترین سهم از جمعیت زنان فعال در کشور به گروه سنی ۳۴-۲۵ سال با ۲۷/۲۹ درصد و پس از آن به گروه سنی ۴۴-۳۵ سال با ۲۳/۳۱ درصد مربوط است. این مقادیر می‌توانند نشانگر رابطهٔ U وارونه بین سن و مشارکت زنان باشند.

جدول ۳- زنان فعال (شاغل و بیکار) روستایی به تفکیک گروه سنی در استان‌های ایران (درصد)

گروه سنی / استان	۱۴-۱۰سال (کار کودک)	۲۴-۱۵ سال	۳۴-۲۵ سال	۴۴-۳۵ سال	۵۴-۴۵ سال	۶۴-۵۵ سال	۶۵ سال و بیشتر
اردبیل	۰/۰۰	۱۰/۲۹	۲۰/۱	۲۶/۴۷	۲۰/۵۹	۱۵/۲	۷/۳۵
اصفهان	۰/۰۰	۷/۶۹	۲۴/۷۹	۲۱/۳۷	۲۴/۷۹	۱۳/۶۸	۷/۶۹
البرز	۰/۰۰	۱۷/۸۶	۳۹/۲۹	۲۸/۵۷	۵/۳۶	۷/۱۴	۱/۷۹
ایلام	۰/۰۰	۱۴/۳۵	۳۱/۹۴	۲۰/۸۳	۱۸/۹۸	۷/۸۷	۶/۰۲
آذربایجان شرقی	۰/۹۶	۱۱/۱۸	۲۲/۳۶	۳۰/۳۵	۱۸/۲۱	۱۲/۴۶	۴/۴۷
آذربایجان غربی	۰/۰۰	۳۰/۵۱	۱۳/۵۶	۲۸/۸۱	۱۵/۲۵	۱/۶۹	۱۰/۱۷
بوشهر	۰/۹۳	۳۶/۱۱	۳۹/۸۱	۱۶/۶۷	۴/۶۳	۱/۸۵	۰/۰۰
تهران	۰/۰۰	۳۱/۷۱	۳۶/۵۹	۱۴/۶۳	۹/۷۶	۲/۴۴	۴/۸۸
چهارمحال و بختیاری	۱/۲	۱۲/۰۵	۳۷/۳۵	۲۲/۸۹	۱۵/۶۶	۸/۴۳	۲/۴۱
خراسان جنوبی	۰/۸۳	۱۲/۴	۳۵/۵۴	۲۳/۱۴	۱۴/۸۸	۷/۴۴	۵/۷۹
خراسان رضوی	۰/۴۹	۱۱/۸۲	۲۳/۶۵	۳۱/۰۳	۱۷/۲۴	۱۱/۸۲	۳/۹۴
خراسان شمالی	۱/۰۹	۱۰/۹۳	۲۴/۰۴	۲۰/۷۷	۱۸/۵۸	۱۸/۰۳	۶/۵۶
خوزستان	۰/۰۰	۲۳/۷۵	۴۲/۵	۱۸/۷۵	۶/۲۵	۵	۳/۷۵
زنجان	۰/۸۹	۷/۵۹	۲۲/۳۲	۲۱/۴۳	۱۹/۲	۱۹/۶۴	۸/۹۳
سمنان	۰/۰۰	۲۲/۶۴	۳۹/۶۲	۱۵/۰۹	۳/۷۷	۳/۷۷	۱۵/۰۹
سیستان و بلوچستان	۰/۰۰	۲۵/۹۳	۳۸/۸۹	۷/۴۱	۱۶/۶۷	۷/۴۱	۳/۷
فارس	۰/۹	۱۹/۸۲	۳۴/۲۳	۲۵/۲۳	۱۲/۶۱	۴/۵	۲/۷
قزوین	۰/۰۰	۴/۴	۲۰/۸۸	۳۱/۸۷	۱۶/۴۸	۱۳/۱۹	۱۳/۱۹
قم	۰/۰۰	۱۲/۵	۳۲/۵	۳۰	۲۲/۵	۲/۵	۰/۰۰
کردستان	۰/۰۰	۸/۲	۱۹/۶۷	۲۲/۱۳	۳۳/۶۱	۱۲/۳	۴/۱
کرمان	۲/۴۱	۲۴/۱	۴۹/۴	۱۵/۶۶	۲/۴۱	۳/۶۱	۲/۴۱
کهگیلویه‌و بویراحمد	۰/۹۶	۳۶/۵۴	۳۸/۹۴	۱۴/۴۲	۵/۲۹	۱/۴۴	۲/۴
کرمانشاه	۰/۶۶	۵/۹۶	۲۱/۵۲	۲۷/۱۵	۲۲/۱۹	۱۲/۹۱	۹/۶
گلستان	۱/۲۷	۱۴/۶۵	۲۶/۷۵	۲۳/۵۷	۲۱/۰۲	۸/۹۲	۳/۸۲
گیلان	۰/۰۰	۱۷/۷۳	۲۷/۶۶	۲۲/۷	۱۹/۸۶	۸/۵۱	۳/۵۵
لرستان	۰/۰۰	۶/۳۸	۱۸/۰۹	۲۴/۴۷	۲۶/۶	۱۷/۰۲	۷/۴۵
مازندران	۰/۰۰	۱۴/۴۱	۳۰/۵۱	۲۶/۲۷	۱۹/۴۹	۶/۷۸	۲/۵۴
مرکزی	۰/۰۰	۱۳/۵۶	۲۲/۰۳	۲۷/۱۲	۱۳/۵۶	۶/۷۸	۱۶/۹۵
هرمزگان	۰/۰۰	۱۶/۴۴	۴۲/۴۷	۱۵/۰۷	۱۵/۰۷	۹/۵۹	۱/۳۷
همدان	۰/۰۰	۸/۵۵	۱۵/۱۳	۲۶/۳۲	۲۸/۲۹	۱۱/۱۸	۱۰/۵۳

یزد	۰/۰۰	۷/۷۹	۱۶/۸۸	۱۷/۵۳	۱۹/۴۸	۱۶/۸۸	۲۱/۴۳
ایران	۰/۵	۱۴/۳۸	۲۷/۲۹	۲۳/۳۱	۱۷/۶۴	۱۰/۴۵	۶/۴۴

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (۴۵)

در جدول (۴) آمار زنان شاغل روستایی ایران برحسب گروه سنی و استان محل اقامت ارائه شده است. بر اساس این جدول، ۲۱/۱۴ درصد از زنان در گروه سنی ۳۴-۲۵ سال، ۲۶/۰۹ درصد در گروه سنی ۴۴-۳۵ سال و ۲۱/۷ درصد از آنان در گروه سنی ۵۴-۴۵ سال قرار می‌گیرند. بیشترین فراوانی مربوط به زنان گروه سنی ۴۴-۳۵ سال است. در برخی از استان‌ها، مانند چهارمحال و بختیاری و قزوین، اشتغال زنان در گروه سنی یاد شده بیش از سایر گروه‌ها است، اما فراوانی شاغلان گروه ۳۴-۲۵ سال در استان‌های کرمان، هرمزگان و بوشهر و فراوانی شاغلان گروه ۵۴-۴۵ سال در استان‌های کردستان و لرستان در مقایسه با سایر استان‌ها قابل توجه است؛ علاوه براین، اشتغال زنان گروه ۶۴-۵۵ سال در استان‌های یزد، لرستان، خراسان شمالی و زنجان در مقایسه با سایر استان‌ها، این خود نشانی از تفاوت الگوی مشارکت در بین استان‌هاست که نشان از آن دارد که در برنامه‌ریزی کلان کشور باید تفاوت‌های استان‌ها مد نظر قرار گیرد.

جدول ۴- زنان شاغل مناطق روستایی ایران به تفکیک استان و گروه سنی (درصد)

گروه سنی / استان	۱۴-۱۰سال (کار کودک)	۲۴-۱۵ سال	۳۴-۲۵ سال	۴۴-۳۵ سال	۵۴-۴۵ سال	۶۴-۵۵ سال	۶۵ سال و بیشتر
اردبیل	۰/۰	۷/۶	۱۹/۲	۲۷/۳	۲۱/۲	۱۷/۲	۷/۶
اصفهان	۰/۰	۳/۶	۲۲/۵	۲۱/۶	۲۶/۱	۱۸	۸/۱
البرز	۰/۰	۱۰/۳	۳۵/۹	۳۳/۳	۷/۷	۱۰/۳	۲/۶
ایلام	۰/۰	۷/۹	۱۵/۷	۲۲/۱	۲۸/۶	۱۶/۴	۹/۳
آذربایجان شرقی	۰/۷	۱۱/۲	۲۰/۷	۳۰/۶	۱۸/۸	۱۳/۵	۴/۶
آذربایجان غربی	۰/۰	۲۳/۲	۱۲/۵	۳۰/۴	۱۶/۱	۷/۱	۱۰/۷
بوشهر	۰/۰	۷/۴	۴۰/۷	۲۵/۹	۱۸/۵	۷/۴	۰/۰
تهران	۰/۰	۲۰/۷	۳۴/۵	۲۰/۷	۱۰/۳	۶/۹	۶/۹
چهارمحال و بختیاری	۰/۰	۰/۰	۲۳/۱	۳۶/۵	۲۳/۱	۱۳/۵	۳/۸
خراسان جنوبی	۱/۰	۹/۵	۲۹/۵	۲۶/۷	۱۷/۱	۹/۵	۶/۷
خراسان رضوی	۰/۵	۷/۱	۲۱/۹	۳۲/۲	۱۹/۱	۱۴/۸	۴/۴
خراسان شمالی	۱/۲	۶	۲۱	۲۲/۲	۲۰/۴	۲۲/۲	۷/۲
خوزستان	۰/۰	۱۳	۳۴/۸	۲۳/۹	۱۰/۹	۱۰/۹	۶/۵
زنجان	۰/۹	۷/۴	۱۹/۴	۲۱/۳	۱۹/۹	۲۱/۸	۹/۳
سمنان	۰/۰	۱۵/۲	۳۰/۳	۱۸/۲	۶/۱	۹/۱	۲۱/۲
سیستان و بلوچستان	۰/۰	۱۶/۲	۳۵/۱	۱۰/۸	۲۴/۳	۸/۱	۵/۴
فارس	۰/۰	۱۱/۸	۲۶/۳	۳۱/۶	۱۸/۴	۷/۹	۳/۹
قزوین	۰/۰	۴/۷	۱۵/۳	۳۴/۱	۱۷/۶	۱۴/۱	۱۴/۱
قم	۰/۰	۹/۷	۲۵/۸	۳۲/۳	۲۹	۳/۲	۰/۰
کردستان	۰/۰	۴/۵	۱۸	۲۴/۳	۳۶	۱۳/۵	۳/۶
کرمان	۰/۰	۰/۰	۴۳/۵	۲۶/۱	۸/۷	۱۳	۸/۷
کهگیلویه وبویراحمد	۰/۰	۰/۰	۷/۷	۳۰/۸	۳۰/۸	۱۱/۵	۱۹/۲
کرمانشاه	۰/۷	۵/۳	۱۷/۶	۲۶/۹	۲۲/۳	۱۷/۶	۹/۶
گلستان	۱/۵	۱۲/۴	۲۳/۴	۲۴/۸	۲۳/۴	۱۰/۲	۴/۴
گیلان	۰/۰	۱۲/۶	۲۳/۵	۲۶/۹	۲۱/۸	۱۰/۹	۴/۲
لرستان	۰/۰	۳/۷	۱۲/۳	۲۳/۵	۳۰/۹	۲۱	۸/۶
مازندران	۰/۰	۲/۲	۲۷	۳۰/۳	۲۵/۸	۱۱/۲	۳/۴
مرکزی	۰/۰	۹/۸	۱۹/۶	۲۵/۵	۱۵/۷	۹/۸	۱۹/۶

هرمزگان	۰/۰	۵/۸	۳۸/۵	۱۷/۳	۲۱/۲	۱۵/۴	۱/۹
همدان	۰/۰	۶/۲	۱۴/۵	۲۶/۲	۲۹/۷	۱۲/۴	۱۱
یزد	۰/۰	۲/۷	۱۳/۷	۱۸/۵	۱۹/۹	۲۲/۶	۲۲/۶
ایران	۰/۴	۷/۸	۲۱/۱	۲۶/۱	۲۱/۷	۱۴/۹	۸/۰

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (۴۵)

وضعیت نرخ مشارکت اقتصادی زنان

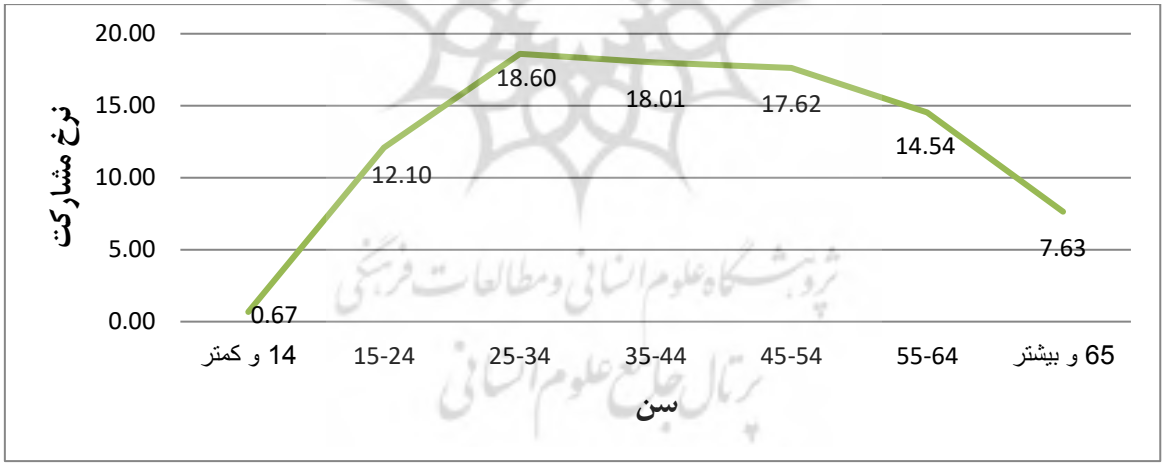
برای مقایسهٔ دقیق‌تر وضعیت فعالیت زنان، لازم است نرخ مشارکت آنان در هر یک از گروه‌های مورد بررسی، محاسبه گردد. از این رو برای مقایسهٔ گروه‌های مطرح شده در قسمت قبل، نرخ مشارکت هر یک از این گروه‌ها، در منطقه روستایی کشور محاسبه شده است. نتیجه کلیدی حاصل (مندرج در جدول ۵ و نمودار ۱) به شرح زیر است:

- با افزایش سن زنان روستایی، مشارکت آنان ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد. این تغییرات نشان یک منحنی به شکل U وارون بین سن و مشارکت اقتصادی زنان روستایی دارد.

جدول ۵- وضعیت فعالیت زنان مناطق روستایی ایران، به تفکیک گروه سنی

گروه سنی / وضعیت فعالیت	۱۴ سال و کمتر (۱۰-۱۴)	۱۵-۲۴ سال	۲۵-۳۴ سال	۳۵-۴۴ سال	۴۵-۵۴ سال	۵۵-۶۴ سال	۶۵ سال و بیشتر
جمعیت شاغل و بیکار	۲۰	۵۷۸	۱۰۹۷	۹۳۷	۷۰۹	۴۸۴	۲۵۹
کل جمعیت در سن کار	۲۹۷۳	۴۷۷۸	۵۸۹۷	۵۲۰۳	۴۰۲۴	۳۳۲۹	۳۳۹۵
نرخ مشارکت	۰/۶۷	۱۲/۱	۱۸/۶	۱۸/۰۱	۱۷/۶۲	۱۴/۵۴	۷/۶۳

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار (۴۵)



نمودار ۱- نرخ مشارکت اقتصادی زنان مناطق روستایی ایران و گروه سنی آنان

منبع: پژوهش حاضر

طبق گزارش وزارت کار، تعاون و رفاه اجتماعی از مشارکت اقتصادی زنان (۲) یکی از مسیرهای اثرگذار بر متغیرهای اقتصادی، ساختار سنی زنان است. جمعیت جوان بالاترین نرخ مشارکت اقتصادی را دارند. با شروع پنجره جمعیتی سهم این گروه سنی (مردان و زنان) افزایش می‌یابد؛ گروهی که بیشترین مشارکت را در فعالیت اقتصادی دارند. بنابراین با شروع پنجره جمعیتی و افزایش سهم زنان، فعالیت اقتصادی افزایش می‌یابد و این اتفاق می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش و فقر و نابرابری را کاهش دهد؛ البته این مواهب در صورتی بالفعل می‌شود که الزامات آن در سمت تقاضا فراهم شود که در غیراین‌صورت بخش عظیمی از مواهب پنجره جمعیتی هدر می‌رود.

ارائه مدل و روش برآورد آن

در این مطالعه به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت زنان، از روش داده‌های شبه تابلویی استفاده شده‌است. در داده‌های تابلویی، با تلفیقی از داده‌های مقطعی و سری زمانی، واحدهای مقطعی در طول زمان مورد مطالعه قرار می‌گیرند. این پژوهش با دو ویژگی همراه بوده است:

اول: متغیر وابسته، متغیری دو حالته است که بر مشارکت یا عدم مشارکت اقتصادی زنان روستایی دلالت دارد، از این‌رو، مدل انتخاب دوتایی[1] مدنظر قرار گرفت.

دوم: به دلیل استفاده از داده‌های یک سال مشخص (سال ۱۳۹۵)، مدل داده‌های شبه تابلویی با متغیر وابسته‌ی محدود[2] در برآورد استفاده گردید[3] که با داده‌های تابلویی متفاوت است. در داده‌های تابلویی، معمولا مقاطع انفرادی[4] با دوره زمانی همراه هستند. ساختار خطا[5] طوری است که اثرات ثابت یا تصادفی برای هر فرد یا مقطع وجود دارد، اما در این مطالعه، برای استفاده از روش داده‌های شبه تابلویی، ابتدا لازم بود افراد به‌صورت جغرافیایی (استان) خوشه‌بندی شوند بنابراین استان‌ها نقش مقاطع و زنان شاغل و بیکار هر استان، نقش تکرار سری زمانی را ایفا می‌کنند؛ به عبارتی در این تحقیق هر استان یک خوشه در نظر گرفته‌می‌شود. برای مشخص نمودن عوامل موثر بر اشتغال زنان، از یک مدل احتمال استفاده می‌شود که شانس شاغل و بیکار بودن زن را به ویژگی‌های وی مانند سن، وضعیت سواد، وضعیت زناشویی و غیره مرتبط می‌سازد. با در نظر گرفتن اصول اساسی مدل‌های انتخاب دوتایی و با توجه به این‌که متغیر وابسته، یک متغیر کیفی دو حالته‌ی مشارکت یا عدم مشارکت زنان را نشان‌می‌دهد، می‌توان از مدل‌های پروبیت یا لاجیت استفاده نمود (۴۸). دلیل استفاده از توابع لجستیک این بود که با پیش فرض خطی بودن، امکان خروج از محدوده مجاز صفر و یک وجود دارد. بر این اساس، با توجه به این‌که متغیر وابسته یک متغیر کیفی دو حالته مشارکت یا عدم مشارکت زنان را نشان می دهد، در اکثر مطالعات به منظور برآورد این نرخ، از مدل‌های انتخاب دوتایی (مدل پروبیت یا لاجیت) استفاده می‌شود. معادله ۳ تضمین می‌کند که مقادیر پیش‌بینی شده از متغیر وابسته به خارج از محدوده‌ی ۰-۱ عبور نکند.

$$FLP = \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta X)}} \equiv \frac{e^{(\alpha+\beta X)}}{1+e^{(\alpha+\beta X)}} \quad (۳)$$

در معادله ۳ ، FLP متغیر وابسته نرخ مشارکت زنان و X بردار متغیرهای مستقل اثرگذار بر آن است؛ بنابراین FLP نسبت زنانی است که در بازار کار مشارکت دارند و $1-FLP$ نسبت زنانی است که خارج از بازار کار قرار می‌گیرند (معادله ۴).

$$(1-FLP) = \frac{1}{1+e^{(\alpha+\beta X)}} \equiv \frac{e^{-(\alpha+\beta X)}}{1+e^{-(\alpha+\beta X)}} \quad (۴)$$

با تقسیم ۳ به ۴، شانس مشارکت زنان در بازار کار به‌دست می‌آید (معادله ۵).

$$\frac{FLP}{(1-FLP)} = \frac{\frac{e^{(\alpha+\beta X)}}{1+e^{(\alpha+\beta X)}}}{\frac{e^{-(\alpha+\beta X)}}{1+e^{-(\alpha+\beta X)}}} = e^{(\alpha+\beta X)} \quad (۵)$$

با لگاریتم گرفتن از معادله ۵، خواهیم داشت:

$$\log\left(\frac{FLP}{(1-FLP)}\right) = \alpha + \beta X \quad (۶)$$

معادله ۶ نشان‌دهنده احتمال مشارکت زنان، خطی است و می تواند مقادیر واقعی به خود بگیرد، درحالی که مشارکت نیروی کار زنان غیرخطی است و فقط مقادیر صفر و یک را می‌پذیرد (۴۹). این احتمال تابعی از متغیرهای اثرگذار چون سطح سواد، گروه سنی، تعداد افراد خانوار، درآمد خانوار و وضعیت تاهل اوست. بنابراین در مطالعه فعلی با توجه به ساختار داده‌های شبه تابلویی، برای یک زن h (مشاهده hام) در خوشه‌ی c (استان) رابطه ۷ در نظر گرفته می‌شود:

$$y^*_{ch} = \mu_c + X'_{ch}\beta + \varepsilon_{ch} \qquad c=1, 2, \ldots, C;\ h=1, 2, \ldots, H_c \qquad (۷)$$

y^*_{ch} متغیر مشاهده‌شده پنهانی[6]، X_{ch} بردار عوامل موثر بر نرخ مشارکت زنان، β بردار پارامترها و ε_{ch} جزء خطاست. جزء μ_c نیز نشان دهنده‌ی اثرات ثابت یا تصادفی هر خوشه و H_c تعداد زنان در خوشه‌ی C است. به این ترتیب، متغیر دو حالته‌ی مشارکت یا عدم مشارکت زنان به‌صورت رابطه‌ی (۸) تعریف می‌شود:

1- Binary choice models

2- Panel data with limited dependent variable model

۳- این روش اول بار در سال ۱۳۹۰ در مطالعه فقر در ایران توسط سمانه ابراهیم‌پور (۵۴) براساس رهیافتی از مطالعه دیتون (۵۵) در سال ۱۹۸۵ استفاده شده‌است

4- Cross section of individuals

5- Error term

6- Observed latent variable

$$y_{ch}=\begin{cases}1 & \text{if } y^{*}_{ch}>0\\ 0 & \text{if } y^{*}_{ch}<0\end{cases}\quad c=1,2,\ldots,C\ ;\ h=1,2,\ldots,H_c \qquad (۸)$$

احتمال این که یک زن، مشارکت اقتصادی داشته‌باشد در رابطهٔ (۹) نشان داده‌شده‌است:

$$P(y_{ch}=1)=p(y^{*}_{ch}>0)=F(\mu_c+X'_{ch}\beta) \qquad (۹)$$

$F(.)$ تابع تجمعی اجزاء خطا است. مانند مدل های متعارف انتخاب گسسته، اگر جزء خطا، توزیع نرمال یا لجستیکی داشته‌باشد به ترتیب از مدل پروبیت یا لاجیت داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. در مدل‌های داده‌های تابلویی دو نوع تصریح اثرات ثابت[1] و اثرات تصادفی[2] کاربرد دارد. در سطح عملی، در مدل‌های غیرخطی، تصریح با اثرات ثابت با دو کمبود همراه است. اول این‌که اثر متغیرهای ثابت[3] در خوشه (مانند منطقه، ماه پیمایش و ...) مشخص نیست. دومین کمبود، امکان از دست دادن اطلاعات در برآورد پارامترهای β است که می‌تواند نتیجه عدم تغییر متغیر[y (0 or 1)] در میان یک خوشه باشد[4]. بنابراین، باید با μ_c به عنوان متغیر تصادفی برخورد شود؛ به‌عبارت دیگر در توابع غیرخطی با داده‌های تابلویی روش برآورد اثرات تصادفی کاراتر از اثرات ثابت است (۵۰).

با توجه به رابطه (۷) جزء خطا برابر $\eta_{ch}=\mu_{ch}+\varepsilon_{ch}$ خواهد بود. فرض می‌شود که جزء تصریح[5] μ_{ch} تصادفی است و از بردار متغیرهای توضیحی (X) و اجزاء پسماند (ε_{ch}) مستقل و دارای توزیع نرمال است $(\mu_c \rightarrow N(0,\sigma_\mu^2))$. در اینجا نیز اگر ε_{ch} تابع توزیع نرمال داشته باشد از مدل پروبیت و اگر تابع توزیع لجستیک داشته باشد از مدل لاجیت استفاده می‌شود (۵۰). قابل ذکر است که برآوردهای مدل لاجیت و پروبیت بسیار به هم نزدیک و در برخی مواقع با هم برابر است (۴۸). در اینجا برای ساده‌سازی بحث، تصریح پروبیت مورد توجه قرار گرفته‌است. در این رویکرد، احتمال اینکه یک زن وارد بازار کار شود باشد به شکل رابطه (۱۰) نشان داده می‌شود:

$$p(y_{ch}=1/\mu_c)=\phi\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon}+\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right) \qquad (۱۰)$$

$\phi(.)$ تابع تجمعی توزیع استاندارد نرمال و p ضریب همبستگی بین جملات پسماند دو خانوار از یک خوشه است. اگر p <1 باشد آن‌گاه، $\rho=\frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2+\sigma_\varepsilon^2}$ است. زمانی‌که $p=0$ باشد، آن‌گاه یک پروبیت ساده یا عدم وجود اثر تصریح انفرادی برای خوشه ها را خواهیم‌داشت. روش برآورد در توابع لاجیت و یا پروبیت با داده‌های تابلویی به دلیل غیرخطی بودن این توابع روش حداکثر راستنمایی می‌باشد. با فرض استقلال خوشه‌ها از هم برای تابع درستنمایی برای کل نمونه به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$L=\prod_{c=1}^{C}\int_{-\infty}^{+\infty}\prod_{h=1}^{H_c}\phi\left(\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon}+\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)(2y_{ch}-1)\right)\phi\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right)d\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right) \qquad (۱۱)$$

$\phi(.)$تابع چگالی توزیع استاندارد نرمال است. تخمین این تابع به‌طور کلی مشکل است. به همین دلیل باتلر و موفیت[6] (۵۱) یک فرآیند کارا و همگرا برای تخمین پارامترهای β ارایه دادند، که براساس آن تابع درستنمایی به صورت زیر تقریب زده می‌شود:

$$L\approx\prod_{c=1}^{C}\frac{1}{\sqrt{\pi}}\left(\sum_{j=1}^{J}\omega_j\prod_{h=1}^{H_c}\phi\left(\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon}+\frac{\mu_c^j}{\sigma_\mu^j}\left(\frac{\rho}{2(1-\rho)}\right)^{1/2}\right)(2y_{ch}-1)\right)\right) \qquad (۱۲)$$

آزمون نسبت درست نمایی نشان دهنده مقایسه میان دو نوع تصریح با اثرات تصادفی $(p<1)$ و حالت ساده $(p=0)$ است. آماره این آزمون در رابطه (۱۳) آمده‌است:

$$LR=2(\log L_{NC}-\log L_c)\rightarrow\chi^2_{(1)} \qquad (۱۳)$$

L_{NC} نشان دهنده نسبت درست نمایی مدل اثرات تصادفی و L_c نشان دهنده نسبت درست نمایی مدل مقید (مدل ساده لاجیت یا پروبیت) است. رد فرضیه صفر به مفهوم پذیرش مدل اثرات تصادفی است.

آزمون دیگر براساس آماره والد[7] انجام می‌گیرد. در این آزمون، همه پارامترها به جز عرض از مبدأ در H_0 برابر صفر هستند. آماره این آزمون به شکل زیر است:

$$W=\hat{\beta}'\left(\hat{V}(\hat{\beta})\right)^{-1}\hat{\beta}\rightarrow\chi^2_{(k-1)} \qquad (۱۴)$$

$\hat{V}(\hat{\beta})$ ماتریس واریانس کواریانس بردار برآوردی $\hat{\beta}$ است. رد H_0به مفهوم معنی‌داری کل رگرسیون است؛ بنابراین روش مورد استفاده اثرات تصادفی خواهد بود (جهت مطالعه بیشتر به مقاله قزوانی و گواید[8]، (۵۰) مراجعه نمایید).

1- Fixed effects model
2- Random effects model
3- Invariable variables
۴- با دانستن اینکه زنان هر خوشه از نظر جغرافیایی نزدیک هستند، امکان دارد برای خوشه‌های مشخصی ارزش متغیر دوتایی برای همه زنان یک خوشه برابر صفر شود. در نتیجه این خوشه‌ها در تخمین حذف خواهند شد. از دست دادن اطلاعات خوشه‌ها منجر به استفاده از روش اثرات تصادفی می‌شود.
5- Specific term
6- Butler and Moffitt
7- Wald statistic
8- Ghazouani and Goaied

برآورد الگو و تحلیل نتایج

الگوی تحقیق (رابطه۱۵) با در نظر گرفتن مطالعات پیشین، واکاوی داده‌ای و شرایط اقتصادی اجتماعی و فرهنگی، با لحاظ متغیرهای سن، مجذور سن، سطح آموزش، وضعیت تاهل زن و دهک درآمدی خانوار و وجود فرزند صفر تا ۵ سال در خانوار جهت تبیین متغیرهای اثرگذار بر احتمال مشارکت زنان روستایی با کاربرد ۲۸۲۶۵ مشاهده برآورد گردید.

$$log\left(\frac{FLP_{it}}{1-FLP_{it}}\right)_{i,j} = \alpha_0+\alpha_1 age_{i,j}+\alpha_2 age^2_{i,j}+\alpha_3 edulevel_{i,j}+\alpha_4 divorce_{i,j}+\alpha_5 widow_{i,j}+\alpha_6 nmaried_{i,j}+\alpha_7 stud_{i,j}+\alpha_8 dahakin_{i,j}+\alpha_9 child05_{i,j}+\varepsilon_{i,j}$$

در این مدل متغیر وابسته احتمال مشارکت زنان روستایی و یک متغیر مجازی دو حالته است؛ در صورتی زن شاغل یا بیکار باشد یک و در غیر اینصورت صفر منظور می‌شود.

age سن زن و age2 متغیر کنترلی مجذور سن زن است. انتظار بر این است که رابطه سن و مشارکت به شکل U وارونه باشد؛ یعنی تمایل زنان در سنین میانی برای ورود به بازار کار بیش از سنین اولیه کاری و پایانی آن باشد.

edulevel: سطح آموزش شامل بی‌سواد، ابتدایی، متوسطه اول، متوسطه دوم، کاردانی، کارشناسی، ارشد و دکتری که با کد مرتب تعریف شده‌اند.

در ارتباط با وضعیت تاهل متغیرهای مجازی به صورت زیر تعریف شدند:

divorce: زنان بی‌همسر بر اثر طلاق؛ یک متغیر مجازی است که در صورت مطلقه بودن زن عدد یک و در غیر اینصورت صفر منظور شد.

Widow: زنان بی‌همسر بر اثر فوت؛ متغیر مجازی که در صورت بیوه بودن زن عدد یک و در غیر اینصورت صفر منظور گردید.

nmaried: زنانی که هرگز ازدواج نکرده‌اند؛ متغیر مجازی که در صورت تجرد زن عدد یک و در غیر اینصورت صفر می باشد؛ بنابراین متغیر پایه زنان متاهل هستند که سایر وضعیت تاهل با آن مقایسه می‌شوند.

stud: در حال تحصیل بودن؛ متغیر مجازی دو حالته است که یک برای در حال تحصیل بودن و در غیر اینصورت صفر در نظر گرفته شد.

dahakin: دهک درآمدی خانواری که زن در آن زندگی می‌کند.

child05: حضور کودک ۵-۰ ساله در خانوار؛ که عدد یک برای آن و در غیر اینصورت (فرزندان بزرگتر از ۵ سال) صفر در نظر گرفته شد.

نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی و اثر نهایی، با به‌کارگیری روش حداکثر درستنمایی در جدول ۶ ارائه گردید. بر اساس نتایج، ضرایب حاصل در سطح ۱ درصد، معنادار می‌باشند؛ هم‌چنین بر اساس آماره‌ی LR محاسباتی، استفاده از مدل لاجیت ساده رد می‌شود. آماره W محاسباتی نیز نشان دهندهٔ معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد.

جدول ۶- نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی برای زنان روستایی

متغیر	احتمال مشارکت زنان روستایی		
	ضریب برآورد شده	اثر نهایی (dy/dx)	P[|Z|>Z]
سن	۰/۱۹	۰/۰۲	۰/۰۰
مجذور سن	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰
سطح آموزش	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۰۰
مطلقه	۰/۹۷	۰/۱۳	۰/۰۰
بیوه	۰/۳۵	۰/۰۳۷	۰/۰۰
هرگز ازدواج نکرده	۰/۸۸	۰/۰۹۶	۰/۰۰
محصل بودن	-۰/۲۷	-۰/۰۲۶	۰/۰۰
دهک درآمدی	۰/۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰
فرزند ۵-۰ سال	-۰/۳۴	-۰/۰۳	۰/۰۰
عرض از مبدا	-۶/۷۵	--------	۰/۰۰
Log likelihood= -۱۰۱۰۳/۱۸۶			
Statistic LR=۱۲۹۷/۹۹ p-value=۰/۰۰			
Statistic W= ۱۴۷۰/۳۹ p-value=۰/۰۰			
Number of Obs= ۲۸۲۶۵			

منبع: برآورد الگوی پژوهش با استفاده از نرم افزار stata17 * اثر نهایی، تغییر گسستهٔ متغیر مجازی از ۰ به ۱ را نشان می‌دهد.

نتایج آزمون همجمعی در جدول ۷ آمده است. از آنجاکه H_0 بیانگر عدم وجود همجمعی است بنابراین فرضیه مقابل وجود هم جمعی در پانل‌هاست. با توجه به آماره حاصل، H_0 رد و وجود هم جمعی تایید می‌شود.

جدول ۷- نتایج آزمون هم جمعی کائو

	Statistic	p-value
Modified Dickey- Fuller	-۱/۴e+۰۳	۰
Dickey- Fuller	-۱/۶e+۰۲	۰
Augmented Dickey- Fuller	-۱/۱e+۰۲	۰
Unadjusted Modified Dickey- Fuller	-۱/۴e+۰۳	۰
Unadjusted Dickey- Fuller	-۱/۶۰e+۰۲	۰

منبع: برآورد الگوی پژوهش با استفاده از نرم افزار stata17

در جدول ۸ متغیر نرخ مشارکت و پیش‌بینی آن آورده شد. مقادیر متغیر وابسته صفر و یک است؛ زیرا یک زن یا فعال اقتصادی هست (عدد یک) و یا در غیر این‌صورت، عدد صفر برای او در نظر گفته می‌شود. در برآورد چون با احتمال مواجه هستیم که در بازه صفر و یک قرار می‌گیرد در صورتی که مقادیر برآوردی بالای ۰,۵ باشد عدد یک منظور می‌کنند و برای کمتر از نیم عدد صفر در نظر گرفته می‌شود. نزدیکی دو عدد میانگین نرخ مشارکت و پیش‌بنی آن نشان از خوبی برازش دارد. هر دو عدد نشان از آن دارند که به طور متوسط احتمال نرخ مشارکت زنان روستایی حدود ۱۴ درصد است.

جدول ۸- نرخ مشارکت و پیش‌بینی آن

متغیر	Mean	Std.dev	Max	Min	Obs
نرخ مشارکت	۰/۱۴۴۱۴۷۹	۰/۰۸۹۰۵۷۲	۱	۰	۲۸۲۶۴
برآورد (predict)	۰/۱۴۲۹۳۳	۰/۳۵۰۰۱۰۷	۰/۶۴۳۶۳۱۸	۰/۰۹۵۸۵۷	۲۸۲۶۴

منبع: برآورد الگوی پژوهش با استفاده از نرم افزار stata17

اهم نتایج حاصل

- رابطهٔ سن و احتمال مشارکت زنان به شکل U وارونه است؛ بدین مفهوم که در سن جوانی احتمال ورود زنان به بازار کار بیش از دوران میان‌سالی است. آرانگو و پوسادا[1] (۳۲) و علمی و روستایی شلمانی[2] (۵) در پژوهش خود به این نتیجه دست یافته‌اند. براساس برآورد این مطالعه حداکثر سن ۴۷/۵ سال است. بعد از این سن نرخ مشارکت زنان کاهش می‌یابد.
- افزایش سطح آموزش موجب افزایش احتمال مشارکت زنان می‌شودکه در همه مطالعات این رابطه مثبت تایید شده است. طبق برآورد با افزایش سطح سواد احتمال مشارکت اقتصادی زنان ۲۲ درصد افزایش می یابد که عدد قابل توجه و تامل برانگیز است. با تغییر نگرش در مورد سوادآموزی دختران چه در مناطق شهری و چه در مناطق روستایی و تغییر نگرش زنان نسبت به خود و رسیدن به خودباوری انتظار می‌رود در سال‌های پیش رو درخواست زنان برای ورود به بازار کار افزایش یابد.
- مطلقه بودن، بیوه بودن و مجرد بودن زن نسبت به متأهل بودن زن، اثر مثبت بر احتمال مشارکت دارد، اما این اثر در گروه زنان مطلقه بیش از دو گروه دیگر است. طبق جدول ۶ که اثر نهایی در میانگین را نشان می‌دهد مطلقه بودن ۱۳ درصد، هرگز ازدواج نکردن ۹/۶ درصد و بیوه بودن ۳/۷ درصد بر احتمال مشارکت زنان روستایی در بازار کار اثرگذارند. در پژوهش‌های نتولی[3] (۳۰)، فریدی، مالک و باسط (۲۳) و پیترز و کلاسن[4] (۵۲) نیز بر اثر مثبت شرایط مذکور بر مشارکت زنان اشاره شده است. در ایران با توجه به تاخیر در ازدواج و یا افزایش نرخ تجرد و همچنین افزایش روزبروز طلاق، افزایش درخواست مشارکت اقتصادی زنان با ورود به بازار کار برای حصول به استقلال اقتصادی دور از انتظار نیست.
- در حال تحصیل بودن بر احتمال مشارکت اثر منفی ۲/۶ درصدی دارد. به عبارتی اشتغال به تحصیل ورود به بازار کار را به تاخیر می اندازد.
- حضور فرزند زیر شش سال در خانوار موجب کاهش احتمال مشارکت زن به میزان ۳ درصد می‌شود. این نتیجه با یافته‌های هوسگور و اسمیتز (۱۹)، پیترز و کلاسن (۵۲)، میرزایی[5] (۵۳) و علمی و روستایی‌شلمانی (۵) که تاثیر منفی

[1] Arango & Posada
[2] Elmi & Roostaei Shalmani
[3] Ntuli
[4] Pieters & Klasen
[5] Mirzaei

حضور کودکان کم سن و سال بر مشارکت زنان را نشان می‌دهند مطابقت دارد.

- تعلق داشتن به خانواری در دهک درآمدی بالاتر بر احتمال مشارکت زنان اثر مثبت دارد، هر چند این اثر ضعیف و حدود ۰/۷ درصد است.

جمع‌بندی و راهبرد سیاستی

زنان به‌عنوان نیمی از جمعیت جوامع و نیروی انسانی بالقوه می‌توانند از طریق مشارکت در امور اقتصادی، در بهبود وضعیت اقتصادی خانوار، محل سکونت و کشورها و جهان نقش مهمی ایفا کنند. پایین بودن نرخ مشارکت زنان به معنی عدم توانایی جامعه در به‌کارگیری و مدیریت منابع انسانی است. اهمیت مشارکت اقتصادی زنان در طول زمان با توجه به باورداشت جامعه از زن و زن از خود دستخوش تغییر رو به جلو شده‌است. این اهمیت برای ایران که در دوران گذار پنجره جمعیتی خود است دوچندان است. امروز باید با اعمال سیاست‌های کارآمد از این نیروی جوان به‌ویژه تحصیل‌کرده استفاده شود. اولویت اصلی برای استفاده حداکثری از سود جمعیتی زنان بهبود طرف تقاضای بازار کار زنان است. تاکنون بازار کار ایران نتوانسته است تمام مزایای این پنجره جمعیتی را به اشتغال تبدیل کند. پنجره جمعیتی ایران در شرایط استثنایی و خاصی است که اگر نیروی بالقوه آن بالفعل نشود به مفهوم هدر رفت فرصت این دوران طلایی است که می‌تواند رشد اقتصادی را با کاهش فقر و نابرابری به‌همراه داشته باشد.

بازار کار محل تعامل کنشگران عرضه و تقاضاست. این پژوهش تلاشی برای بررسی عوامل موثر بر احتمال مشارکت زنان (سمت عرضه بازار کار)، با تاکید بر رابطه غیرخطی سن و احتمال مشارکت، با استفاده از داده‌های شبه تابلویی حاصل از طرح هزینه و درآمد مناطق روستایی ایران در سال ۱۳۹۵ بوده است. بررسی عوامل موثر بر احتمال مشارکت نیمی از جمعیت بالقوه موثر بر رشد اقتصادی می‌تواند سیاستگذاران را برای برنامه‌ریزی و اتخاذ تصمیمات مناسب و متناسب با شرایط موجود یاری نمایند. بررسی سمت تقاضای اقتصاد و علل عدم همراهی آن با نسل زنان جوان تحصیل‌کرده خود مطالعه دیگری را طلب می‌کند.

با توجه به نتایج برآورد مدل لاجیت داده‌های شبه تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر درستنمایی، سیاست‌های زیر مورد انتظار است:

- رابطهٔ بین سن و احتمال مشارکت زنان به صورت U وارونه است؛ با افزایش سن زنان، نرخ مشارکت افزایش می‌یابد. به عبارتی، در این بین افزایش شمار شاغلان تا گروه سنی ۴۴-۳۵ سال ادامه می‌یابد. پس باید در برنامه ریزی به این گروه سنی توجه ویژه‌ای شود.
- مطلقه، بیوه یا مجرد بودن زن، در مقایسه با متأهل بودن او، بر احتمال مشارکت زن تاثیر مثبت دارد و این اثر در زنان مطلقه بیشتر است؛ بنابراین با افزایش تجرد از یک سو و روند افزایشی نرخ طلاق از سوی دیگر و نیاز به استقلال اقتصادی این گروه از زنان، سیاستگذاری چندجانبه ضرورت دارد. از یکسو برای کاهش نرخ طلاق باید دلایل آن در مطالعه دیگری مورد واکاوی قرار گیرد و از سوی دیگر باید دلایل افزایش تجرد در ایران که خود حاکی از شرایط نامناسب اقتصادی است بررسی شود.
- محصل بودن زنان بر مشارکت آنان در بازار کار اثر منفی دارد. این مورد یک چاقو دو لبه است و صرفا به تعویق انداختن ورود زنان به بازار کار را سبب می‌شود. زیرا برآورد اثر سطح آموزش بر مشارکت زنان، رابطه‌ای مثبت و قوی را نشان می‌دهد. بنابراین انتظار بر این است که آموزش احتمال حضور زنان در بازار کار را افزایش دهد. با توجه به حضور ۵۰ درصدی دختران در دانشگاه‌ها و صحن علمی کشور، سیاستگذار کلان کشور، باید جهت احقاق حقوق زنان و جلوگیری از هدررفت سرمایه انسانی که به صورت آموزش در زنان تبلور یافته چاره اندیشی کند.
- حضور فرزند زیر ۶ سال در خانوار، بر مشارکت زنان روستایی تاثیر منفی دارد. از این رو انتظار می‌رود به همراه ایجاد فرصت‌های شغلی جهت جذب نیروی کار تحصیل کرده متناسب با امکانات و شرایط محیط روستایی و فراهم نمودن بستر مناسب برای اشتغال زنان، ایجاد مراکزی چون مهدکودک‌ها جهت نگهداری و مراقبت از کودکان و نظارت بر عملکرد آنان مورد توجه قرارگیرد.
- از آنجا که دست‌یابی زنان به تحصیلات عالی، با افزایش احتمال مشارکت اقتصادی زنان همراه می‌باشد و در ایران نیز با توجه به تغییرات اجتماعی و فرهنگی سه دهه‌ی اخیر و تغییر در ترکیب جنسیتی جمعیت دانشگاهی که از سال ۱۳۸۰ تاکنون منجر به حضور بیشتر دختران در عرصه علمی کشور شده‌است، افزایش هر چه بیشتر نرخ مشارکت زنان در سال‌های پیش‌رو مورد انتظار است. فراهم نمودن زمینه‌های افزایش تولیدات داخلی که به افزایش زمینه‌های اشتغال منجر می‌شود، می‌تواند راه‌گشای موج جوان تحصیل‌کرده متقاضی کار به‌ویژه زنان باشد؛ هم‌چنین رفع موانع فرهنگی و اجتماعی موجود و فرهنگ سازی مناسب می‌تواند زمینه‌ساز حضور فعال زنان در فعالیت-های اقتصادی گردد.

حامی مالی

تمام منابع مالی و هزینه پژوهش و انتشار مقاله بر عهده نویسندگان بوده و هیچ‌گونه حمایت مالی دریافت نشده است.

مشارکت نویسندگان

مقاله برگرفته از پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد است. نویسنده اول دانشجوی مقطع کارشناسی است؛ نویسنده دوم استاد راهنما و نویسنده مسئول است.

تعارض منافع

این نوشتار برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد تحت عنوان «بررسی عوامل موثر بر نرخ مشارکت زنان در مناطق روستایی: مطالعهٔ بین استانی» است است و با منافع شخصی یا سازمانی منافات ندارد.

References

1. International Labour Organization. ILOSTAT - The leading source of labour statistics.
2. Ghavidel S. Women's Economic Participation. Ministry of Labor, Cooperation and Social Welfar; 2019.
3. Hosney SH. Factors influencing female labor force participation in Egypt and Germany: A comparative study. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin; 2016. (SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research). Report No.: 826.
4. Sadeghi M. Emadzadeh M. Analysis of economic factors affecting Iranian women's employment. Women in Development & Politics (Journal of Women's Research). 2004; 2(1): 5–22.
5. Elmi Z. Roostaei Shalmani K. Impact of Development on Female Economic Participation in MENA Countries by Fractional Panel Probit Model. Economic Growth and Development Research. 2014; **4**(14): 11–28. [DOI: 20.1001.1.22285954.1393.4.14.1.6]
6. Abdoli G. Varahrami V. A survey on the factors of affecting employment of married women in Tehran with emphasis on the economic variables. Journal of Population Association. 2009; 4(7): 169–81.
7. Kavand H. Avazalipour MS. Zandi F. Damankeshideh M. The Role of Gender in Economic Participation and the Key Women Employment Factors: a Case of Iran. The Journal of Economic Policy. 2011; **3**(6): 189–213.
8. Arabmzar A. Sadegh Alipour M. Zare Niyakooki Y. An Analysis of socio-Economic factors affecting The Women Employment in Iran. Journal of Economics and Modeling. 2014; **5**(17–18): 75–91.
9. Mincer J. Labor force participation of married women: A study of labor supply. In: Aspects of labor economics. 1962. p. 63–105 in , Aspects of Labor Economics.
10. Becker GS. A Theory of the Allocation of Time. The Economic Journal. 1965;75(299):493. [DOI: 10.2307/2228949]
11. Gronau R. The Theory of the Allocation of Time. J Polit Econ. 1977; **85**(6): 1099–123. [DOI: 10.1086/260629]
12. Psacharopoulos G. Tzannatos Z. Education and Female Labor Force Participation. In ERIC; 1987. p. 40.
13. Roostaei Shalmani K. Impact of education on female economic participation in MENA countries. Mazandaran University; 2013.
14. Akerlof GA. Quality Uncertainty and the Market Mechanism. The Q J Econ. 1970; **84**(3): 488. [DOI: 10.2307/1879431]
15. Roostaei Shalmani K. Impact of education on female economic participation in MENA countries. Mazandaran University; 2013, in; Amsden AH. The economics of women and work. Penguin Books; 1980.
16. Chen J. Shao X. Murtaza G. Zhao Z. Factors that influence female labor force supply in China. Econ Model. 2014;37:485–91. [DOI: 10.1016/j.econmod.2013.11.043]
17. Tansel A. Economic Development and Female Labor Force Participation in Turkey: Time-Series Evidence and Cross-Section Estimates. SSRN Electronic Journal. 2002; (02/3). [DOI: 10.2139/ssrn.301946]
18. Bratti M. Labour force participation and marital fertility of Italian women: The role of education. J Popul Econ. 2003; **16**(3): 525–54. [DOI: 10.1007/s00148-003-0142-5]
19. Smits J. Gündüz-Hosgör A. The status of rural women in Turkey: What is the role of regional differences. NiCE Working Paper. 2006.
20. Spierings N. Smits J. Verloo M. Micro- and Macrolevel Determinants of Women's Employment in Six Arab Countries. J Marriage Fam. 2010; **72**(5): 1391–407. [DOI: 10.1111/j.1741-3737.2010.00772.x]
21. Evans MDR. Kelley J. Trends in women's labor force participation in Australia: 1984–2002. Soc Sci Res. 2008;

37(1): 287–310. [DOI: 10.1016/j.ssresearch.2007.01.009]
22. Euwals R. Knoef M. van Vuuren D. The trend in female labour force participation: what can be expected for the future? Empir Econo. 2011; 40(3): 729–53. [DOI: 10.1007/s00181-010-0364-9]
23. Faridi MZ. Malik S. Basit AB. Impact of Education on Female Labour Force Participation in Pakistan: Empirical Evidence from Primary Data Analysis. Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS). 2009; 29(1): 127–40.
24. Ince M. How the education affects female labor force? Empirical evidence from Turkey. Procedia - Social and Behavioral Sciences. 2010; 2(2): 634–9. [DOI: 10.1016/j.sbspro.2010.03.076]
25. Castel V. Phiri M. Stampini M. Education and employment in Malawi. African Development Bank; 2010. Report No.: 110.
26. Md M. Education and women's participation in Indian economy: A regional analysis. Journal of Geography and Regional Planning. 2012; **5**(2): 36–50. [DOI: 10.5897/jgrp11.079]
27. Emadzadeh M. The importance of investing in women's education. Women in Development and Politics (Women's Research). 2003; 3(7): 115–40.
28. Iravani M. Women, the higher education system and employment in Iran. The Quarterly Journal of Quantitative Economics. 1995; **2**(2): 82–102.
29. Elmi Z. Zaroki S. Mahdavi Chabok SM. Measurement of effective demographic factors on women's economic participation in urban areas of Iran. Woman in Development & Politics. 2014; **12**(4): 525–44. [DOI: 10.22059/jwdp.2014.54533]
30. Ntuli M. Determinants of South African Women's Labour Force Participation, 1995-2004. SSRN Electronic Journal. 2007; [DOI: 10.2139/ssrn.1031715]
31. Aziz F. Trends in labor force participation rates by gender and race. Economics School of Business, Hamline University. 2009.
32. Arango LE. Posada CE. Labor Participation of Married Women in Colombia. Desarro Soc. 2007; (60): 93–126. [DOI: 10.13043/dys.60.3]
33. Contreras D. Plaza G. Female Labor Force Participation in Chile: How Important Are the Cultural Factors? Fem Econ. 2010; **16**(2): 27–46. [DOI: 10.1080/13545701003731815]
34. Jao YH. Li JCA. Trends in the Employment of Married Mothers of Preschool-Aged Children in Taiwan. Chin Socio Rev. 2012; 44(4): 5–26. [DOI: 10.2753/CSA2162-0555440401]
35. Noroozi L. The Impact of Higher Education on Women's Participation Rate and Supply and Predicting Future Developments. 2001. (Expert Manpower Needs Assessment Plan and Human Resource Development Policy). Report No.: 26.
36. Smits J. Hoşgör AG. Variation in labor market participation of married women in Turkey. Womens Stud Int Forum. 2008; 31(2): 104–17. [DOI: 10.1016/j.wsif.2008.03.003]
37. Khadim Z. Akram W. Female Labor Force Participation in Formal Sector: An Empirical Evidence from PSLM (2007-08). Middle-East Journal of Scientific Research. 2013; 14(11): 1480–8. [DOI: 10.5829/idosi.mejsr.2013.14.11.2337]
38. Sarkar S. Sahoo S. Klasen S. Employment transitions of women in India: A panel analysis. World Dev. 2019; 115: 291–309. [DOI: 10.1016/j.worlddev.2018.12.003]
39. keshavarz G. Baghery Ghanbarabadi M. Individual Married Female Labor Participation: An Application of Parametric and Non-Parametric Econometric Analysis. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi). 2011; **46**(4): 151–74.
40. Agahi H. Mirakzadeh A. Taghi Meigi M. Prioritization of Effective Factors in the Development of Household Jobs in West Islamabad. Journal of Woman & Society. 2012; 3(3): 181–202. [DOI: 20.1001.1.20088566.1391.3.11.8.6]
41. Karimi Moghari Z. Jahan Tigh E. Factors affecting informal employment of young women in Iran. Journal of Women's Socio-Psychological Studies. 2014; **12**(3): 115–40.
42. Nouri M. An Analysis on the Extent of Change in Participation of Rural Women in Agriculture Sector: A Case Study of Rural

Areas of Torbat-e-Jam County of Iran. Village and Development. 2016; 19(2): 131–53. [DOI: 20.1001.1.15633322.1395.19.2.6.0]
43. Abbasi Asafjir A. Rezaei Roshan H. An Investigation of Affecting Factors on Women's Participation among Selected Countries in the Middle East. Quarterly Journal of Women and Society. 2017; **8**(31): 73–92. [DOI: 20.1001.1.20088566.1396.8.31.5.8]
44. Alipour MS. The Effect of Women's Higher Education on Employment in Rural Areas of Iran. Journal of Population Association of Iran. 2019; **13**(26): 67–88.
45. plan and budget Organization. Statistical information service system. Household expenses and income.
46. plan and budget Organization. statistical center of iran.
47. Besamusca J. Tijdens K. Keune M. Steinmetz S. Working Women Worldwide. Age Effects in Female Labor Force Participation in 117 Countries. World Dev. 2015; 74: 123–41. [DOI: 10.1016/j.worlddev.2015.04.015]
48. Verbeek M. A guide to modern econometrics. John Wiley & Sons; 2008.
49. Muench C. van Wijnbergen S. Education and Labor Market Activity of Women: An Age-Group Specific Empirical Analysis. SSRN Electronic Journal. 2009; [DOI: 10.2139/ssrn.1505279]
50. Ebrahimpour S. The Impact of Socio-Economic Factors on Poverty in Iran. Mazandaran University; 2011, in: Ghazouani S. Goaied M. The determinants of urban and rural poverty in Tunisia. In Economic Research Forum for the Arab Countries, Iran & Turkey; 2001.
51. Butler JS. Moffitt R. A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model. Econometrica. 1982; **50**(3): 761. [DOI: 10.2307/1912613]
52. Pieters J. Klasen S. Drivers of female labour force participation in urban India during India's Economic Boom. In: Proceedings of the German Development Economics Conference. Leibniz Information Center for Economics; 2011.
53. Mirzaei H. The affecting factors on the women's economic participation in Iran by using panel data regression model. Women's Research. 2004; 2(1): 113–32.
54. Ghazouani S. Goaied M. The determinants of urban and rural poverty in Tunisia. In Economic Research Forum for the Arab Countries, Iran & Turkey; 2001.
55. Deaton A. Panel data from time series of cross-sections. J Econom. 1985; 30(1–2): 109–26. [DOI: 10.1016/0304-4076(85)90134-4]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی