عوامل مؤثر بر عرضه نیروی کار زنان در گروه‌های سنی مختلف
(مطالعه موردی استان خوزستان)

منصور زراء نژاد
دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
امیر حسین منتظر حجت
عضو هیأت علمی اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

تاریخ دریافت: ۸۳/۱۱/۲
تاریخ تأیید: ۸۵/۳/۱۴

چکیده

با توجه به اهمیت نیروی کار و ظرفیت بالای زنان برای اشتغال، این مقاله به برآورد تابع عرضه نیروی کار زنان در استان خوزستان می‌پردازد. این تابع بر اساس آمارهای موجود مشارکت زنان، پوشش تحصیلی، دستمزد و بیکاری در استان خوزستان برای سال‌های ۸۱- ۱۳۴۵ و با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسن و مدل تصحیح خطا برآورد شده است. نتایج تحقیق نشان داد که پوشش تحصیلی و تمامی وقفه‌های آن به شدت مشارکت زنان نوجوان را کاهش می‌دهد. در گروه‌های سنی بالاتر نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی و وقفه‌های آن عموماً دارای تأثیر مثبت است. نتایج همچنین نشان داد که اثر کارگر اضافی تسلط دارد؛ یعنی با افزایش بیکاری عرضه کار زنان افزایش می‌یابد. در گروه‌های سنی بالاتر، اثر جانشینی بر اثر درآمدی تسلط دارد؛ یعنی در دوران رونق اقتصادی و افزایش درآمد سرانه، زنان خانه‌دار تمایل به کار در بیرون از منزل دارند.

واژگان کلیدی: عرضه نیروی کار، زنان، میزان مشارکت، خوزستان
طبقه بندی موضوعی: J16

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

وضعیت خاص جغرافیایی و موقعیت صنعتی استان خوزستان به همراه دگرگونی‌های بنیادی اقتصادی مانند اجرای طرح‌های ذوب فلزات وگسترش صنایع نفت و اقتصادی که در قبل از انقلاب به وقوع پیوست، این استان را از لحاظ اشتغال در موقعیت ممتازی قرار داد و باعث سیر مهاجرین از استان‌های مجاور به این استان گردید. اما پس از پیروزی انقلاب و شروع جنگ تحمیلی برخی از واحدای اقتصادی استان تعطیل یا به حالت نیمه تعطیل درآمد. از سویی دیگر، عدم توسعه سرمایه‌گذاری صنعتی، عمرانی و خدماتی باعث گردید که تعداد زیادی از شاغلان، کار خود را از دست بدهند. عواملی چون رشد اقتصادی پایین، توقف بعضی از پروژه‌های بزرگ عمرانی و صنعتی به ویژه پروژه‌های وابسته به صنعت نفت و گاز، سرمایه‌بر بودن تکنولوژی در صنایع نفت، بی‌رغبتی سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف، گرایش بخش

خصوصی به انجام سرمایه‌گذاری در زمینه‌های مصرفی و بالاخره زمینه‌های تورمی موجب شد تا حداقل در سال‌های پایانی دهه ۱۳۶۰، استان با رکودی محسوس از نظر ایجاد اشتغال و افزایش بیکاری مواجه شود. این تحقیق می‌کوشد با استفاده از آمارهای سری زمانی، تابع عرضه زنان را برای استان استخراج نماید. پس از مقدمه ساختار جمعیت و نیروی کار استان به لحاظ تعداد بیکاران، نرخ بیکاری، جمعیت فعال و ... مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش دوم عرضه نیروی کار به تفکیک جنسیت و شهری یا روستایی، ارزیابی می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری عرضه نیروی کار ارائه می‌گردد. بخش چهارم تحقیقات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور را مرور می‌کند. در بخش پنجم متغیرها معرفی و علل انتخاب آنها بیان می‌شود. در بخش شش تا پانزده، آزمون پایانی و نتایج تخمین توابع کوتاه‌مدت برای سنین مختلف ارائه می‌گردد. بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۱- بررسی ساختار جمعیت و نیروی کار استان خوزستان

در سال ۱۳۴۵ از میان ۳۹۸ هزار نفر جمعیت فعال استان خوزستان، حدود ۸۳/۵۷ هزار نفر بیکار بودند که ۳۷/۵۹ هزار نفر آنها بیکار در جستجوی کار و مابقی بیکار فصلی بودند (مرکز آمار ایران، ۱۳۴۵). در سال ۱۳۵۵ از ۵۴۰ هزار نفر جمعیت فعال اقتصادی استان ۷۱/۲۶ هزار نفر شاغل و ۴۶۹ هزار نفر بیکار بودند. در سال ۱۳۶۵ نیز از ۶۰۹ هزار نفر جمعیت فعال استان ۴۷۵ هزار نفر شاغل و ۱۳۴ هزار نفر بیکار جویای کار بودند. در دورهٔ (۱۳۷۹-۱۳۷۵) تعداد بیکاران با نرخ رشد متوسط سالانه ۱۱/۴۶ درصد، از ۱۴۰/۶۱ هزار نفر در سال ۱۳۷۵ به ۲۱۷ هزار نفر در سال ۱۳۷۹ افزایش یافت و نرخ بیکاری در سال ۱۳۷۹ به حدود ۱۸/۶۳ درصد رسید. در سال ۱۳۸۰ تعداد بیکاران با نرخ رشد ۹/۵- درصد از ۲۲۹ هزار نفر به ۲۰۹ هزار نفر در سال ۱۳۸۱ رسید (سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، ۱۳۸۲).

بر اساس تحقیقات انجام شده، عرضه نیروی کار استان خوزستان در سال ۱۳۸۱ حدود ۱۱۳۱ هزار نفر و نرخ فعالیت ۳۳ درصد بود. جمعیت استان بر اساس آمارگیری نمونه‌ای مرکز آمار در سال ۱۳۸۱ تقریبا ۴/۲۵ میلیون نفر بود و برآوردها نشان می‌دهد که تا پایان سال ۱۳۸۵ تقریباً به ۴/۶ میلیون نفر خواهد رسید. نسبت جنسی جمعیت ۱۰۳ است؛ یعنی در مقابل هر ۱۰۰ زن، ۱۰۳ مرد وجود دارد (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان، ۱۳۸۲ب، ص ۱۰-۹).

۲- بررسی عرضهٔ نیروی کار زنان در استان خوزستان

بین سال‌های ۸۱-۱۳۴۵ تفاوت میان عرضهٔ کار مردان و زنان قابل توجه است. در سال ۱۳۴۵ جمعیت فعال زنان ۱۶ هزار نفر بوده است که با نرخ رشد سالانه ۸/۷ درصد به ۳۰ هزار نفر در سال ۱۳۵۵ رسید. این رقم

برای سال ۱۳۶۵ برابر ۳۹ هزار نفر می‌باشد که نشان می‌دهد جمعیت فعال زنان طی این دهه با نرخ ۳ درصد رشد کرده است. طی دوره ۷۵-۱۳۶۵ جمعیت فعال زنان استان به طور متوسط سالانه ۷/۱۷ درصد رشد کرد و به رقم ۶۷ هزار نفر در سال ۱۳۷۵ رسید. این رقم برای سال ۱۳۸۱ برابر ۱۷۰ هزار نفر می‌باشد که نشان می‌دهد طی سال‌های ۸۱-۱۳۴۵ به طور متوسط هر ساله جمعیت فعال استان ۲۶ درصد رشد کرده است. در سال ۱۳۴۵ جمعیت فعال مردان ۳۸۲ هزار نفر بود که با نرخ رشد متوسط سالانه ۵/۰۷ درصد به ۱/۱ میلیون نفر در سال ۱۳۸۱ افزایش یافته است (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان، ۱۳۸۲، ص ۱۰-۹).

در دورهٔ مورد بررسی، نسبت عرضه زنان به مردان نسبت پایینی است و با نرخ رشد ناچیزی افزایش یافته است. جدول زیر نرخ فعالیت اقتصادی استان را بر حسب جنس و به تفکیک مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهد.

جدول (۱)- نرخ فعالیت در استان خوزستان بر حسب جنس و به تفکیک مناطق در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۱ (درصد)

عنوان	کل استان	مردان شهری	زنان شهری	مردان روستایی	زنان روستایی
۱۳۷۹	۳۵/۷	۶۰	۹/۵۹	۶۴/۷	۷/۶۴
۱۳۸۱	۳۶	۶۱/۷	۸/۴	۶۴/۳	۶/۳

ماخذ: آمارگیری نمونه‌ای اشتغال و بیکاری خانوارها، ۱۳۸۲.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال ۱۳۷۹ نرخ فعالیت مردان شهری تقریباً هفت برابر و در نقاط روستایی نُه برابر نرخ فعالیت زنان است. در سال ۱۳۸۱ نسبت قبل برای مردان شهری حفظ شده ولی برای مردان روستایی این نسبت از ده برابر نیز فراتر رفته است. همچنین، از جمعیت ده ساله و بیشتر استان در سال ۱۳۸۱، ۳۶ درصد فعال و ۶۴ درصد غیر فعال بوده‌اند (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان، ۱۳۸۲ ب، ص ۱۰).

طی دورهٔ مورد بررسی، توزیع جمعیت استان بر حسب مناطق شهری و روستایی متفاوت بوده است. در سال ۱۳۴۵ نرخ فعالیت زنان روستایی ۴۳/۴ درصد بود که این نرخ برای مناطق شهری در همان سال ۹/۹ درصد گزارش شده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۴۵). تفاوت بین عرضهٔ کار زنان و مردان طی دورهٔ مورد بررسی در استان چشمگیر بوده است. در سال ۱۳۴۵ نرخ فعالیت کل زنان ۳/۲ درصد و در سال ۱۳۸۱ این نرخ به ۸/۱ درصد افزایش یافت. نرخ‌های متناظر برای مردان در سال‌های ۱۳۴۵ و ۱۳۸۱ به ترتیب ۶۷/۴ و ۶۲/۹ بود (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان، ۱۳۸۲ الف، ص ۸۵).

۳- مبانی نظری عرضهٔ نیروی کار[۱]

یکی از روش‌های استخراج عرضه نیروی کار استفاده از حداکثرسازی تابع مطلوبیت فرد است. محدودیت‌هایی که به عنوان قید در نظر گرفته می‌شوند، شامل دو دستهٔ محدودیت‌های بودجه‌ای و غیربودجه‌ای است. محدودیت‌های بودجه‌ای شامل درآمد ناشی از کار و غیر کار، قیمت‌های کالاها و میزان مخارج خانوار است. محدودیت‌های غیربودجه‌ای شامل زمان، بعد خانوار و تکنیک تولید خانوار است. در این روش، دو الگوی ایستا و پویا به کار گرفته می‌شوند. در الگوی ایستا تابع مطلوبیت خوش رفتار به عنوان یک الگوی ایستا در نظر گرفته می‌شود.

$$u = u(x, h, A, \varepsilon) \qquad (۱)$$

که در آن x میزان مصرف کالاها و خدمات، h ساعت کار، A ویژگی‌های فردی مثل سن و تحصیلات و ε نشان‌دهندهٔ عامل اخلال است که شامل سلیقه فرد نسبت به کارش می‌باشد و تابعی از توانایی‌های فردی برای تولید خانگی و هر متغیر دیگری است که غیر قابل مشاهده است. قید بودجه به صورت زیر است:

$$p_x = wh + y \ , \ x \geq 0, \ y \geq 0 \qquad (۲)$$

که در آن p شاخص قیمت کالاها، w نرخ دستمزد و y درآمد مستقل از کاراست.

از طریق حداکثرکردن تابع مطلوبیت نسبت به قید، شرط لازم برای تعادل به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{w}{p} = -\frac{MUh}{MUx} \qquad (۳)$$

در این رابطه $\frac{w}{p}$ نشان‌دهندهٔ دستمزد واقعی است. این الگو ایستا است و رفتار یک دوره را توضیح می‌دهد.

یکی از مدل‌های پویا، مدل سیکل زندگی است. در این مدل تصمیمات برای مصرف و عرضهٔ کار طی یک دوره بر اساس قیمت و دستمزد در مدت عمر فرد صورت می‌گیرد و با توجه به محدودیت بودجه حداکثر می‌شود.

الگوی عرضهٔ نیروی کار که از این طریق استخراج می‌گردد، به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 (\frac{w}{p})_t + \alpha_2 (\frac{y}{p})_t + \alpha_3 A_t + e_t \qquad (۴)$$

۱- مطالب این بخش از مستندات برنامه سوم توسعه، جلد ششم، پیوست شماره ۱ استخراج شده است.

که در آن رابطه h_t عرضه کار زنان، $\frac{w}{p}$ دستمزد واقعی ناشی از کار، $\frac{y}{p}$ درآمد واقعی غیرکاری و A_t نماینده سایر متغیرهای قابل مشاهده و مؤثر بر عرضه نیروی کار زنان است، در مطالعات مختلف انجام شده در مورد عرضهٔ نیروی کار زنان، معمولاً از متغیرهای سطح تحصیلات زنان، ساعات کار همسران، میزان مالیات پرداختی و تعداد افراد تحت تکفل مرد به جای متغیر A استفاده می‌گردد.

۴- مروری بر تحقیقات انجام شده

کلارگ وانکر[1] (۱۹۹۰) در تحقیقی نرخ مشارکت مردان و زنان را در سطح بین‌المللی برای دوره (۱۹۶۵-۱۹۹۰) بررسی کردند. نتایج نشان داد که با افزایش درآمد سرانه، نرخ فعالیت افراد مسن کاهش می‌یابد. بریکسو و ویلسون۲ (۱۹۹۲) در بررسی نرخ فعالیت مردان و زنان انگلستان برای دوره (۱۹۷۰-۱۹۹۲) به این نتیجه رسیدند که این نرخ برای مردان با تولید ناخالص داخلی رابطه مستقیم دارد. از دیگر نتایج این تحقیق منفی‌بودن ضریب نرخ بیکاری و مختلف بودن علامت ضریب دستمزد واقعی در مدل‌های برآوردی است.

لئونی[3] (۱۹۹۴) در تحقیقی با عنوان عرضه نیروی کار، به بررسی عرضه نیروی کار استرالیا پرداخته است. در این بررسی عرضه نیروی کار چه از الگوی کینزین‌ها و چه نئوکلاسیک‌ها نسبت به نرخ فعالیت واکنش نشان می‌دهد و نمی‌توان الگویی را بر الگوی دیگر ترجیح داد.

تاندا[4] (۱۹۹۴) در تحقیق خود پیرامون نرخ فعالیت زنان در نوزده کشور اروپایی به این نتیجه رسید که نرخ فعالیت زنان با نرخ دستمزد، نرخ بیکاری، نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت، نرخ ازدواج و میانه دورهٔ ازدواج قبل از طلاق رابطه عکس دارد.

ال هورست[5] (۱۹۹۶) در بررسی خود برای دوازده کشور اروپایی به این نتیجه رسید که نرخ فعالیت با بیکاری رابطه معکوس دارد و این در حالی است که این نرخ با دیگر متغیرها مانند درصد جمعیت زیر ۲۵ سال و درصد جمعیت ۴۴- ۲۵ ساله رابطه معکوس دارد.

سهرابی (۱۳۷۵) به بررسی تأثیر آموزش عالی عرضه و تقاضای انسانی متخصص ایران پرداخت. نتایج نشان داد که رشد سریع آموزش عالی باید متناسب با نیازهای جامعه باشد تا بتواند

1- Cloark and Anker
2- Brisco and Wilson
3- Leoni
4- Tanda
5- Elhorst

مشکل شکاف بین عرضه و تقاضای نیروی کار را پرکند.

فلیحی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای تابع عرضه نیروی کار روستایی و شهری ایران را استخراج نمود. در این بررسی پوشش تحصیلی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تعداد افراد دارای تحصیلات عالی، تورم، شاخص دستمزد، سرانه هزینه‌های اجتماعی و نرخ بیکاری به عنوان متغیرهای مستقل درنظر گرفته شده‌اند. نتایج نشان داد که انعطاف پذیری بازار کار روستایی بیش از بازار کار شهری است. هم‌چنین، نتایج نشان داد که هر چه تاکید روی اشتغال روستایی بیشتر گردد، نیاز به ایجاد فرصت‌های شغلی در بخش‌های غیر کشاورزی بیشتر خواهد بود.

زراءنژاد و منتظر حجت (۱۳۸۳) در تحقیق خود به تخمین و تحلیل عرضه نیروی کار مردان استان خوزستان پرداختند. نتایج نشان داد که در گروه‌های سنی پایین، متغیرهای آموزشی (از قبیل پوشش تحصیلی و نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی) به خوبی تغییرات نرخ مشارکت نیروی کار این گروه‌ها را توضیح می‌دهد. متغیر دیگری که در عرضه نیروی کار مؤثر است، نرخ بیکاری است که با وقفه‌های خود تأثیر مثبتی بر عرضه نیروی کار دارد.

۵- برآورد تابع عرضهٔ کار زنان در گروه سنی ۱۴-۱۰ ساله

متغیر FF1014 نرخ مشارکت نیروی کار زنان در گروه سنی ۱۴-۱۰ به عنوان متغیر وابسته، PCFL لگاریتم پوشش تحصیلی زنان در گروه سنی ۱۴-۱۰ سال، WL لگاریتم نرخ دستمزد واقعی زنان به عنوان متغیر مستقل و DU53 و DU57 متغیرهای مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و انقلاب اسلامی ۱۳۵۷ است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵-۱- آزمون پایایی متغیرها

در بعضی موارد سری‌های زمانی پایا نیستند و این امر منجر به بی‌معنی‌شدن آماره‌های t و F در برآوردهای OLS می‌شوند. در این وضعیت رگرسیون برآورد شده ممکن است که یک رگرسیون کاذب باشد. بنابراین، برای اجتناب از بر آورد رگرسیون کاذب، متغیرها را از نظر پایایی مورد آزمون قرارمی‌دهیم. آزمون‌هایی که معمولاً به این منظور استفاده می‌شود، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر [1](DF) و دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[2] می‌باشند.

1- Dickey Fuller Test
2 - Augmented Dickey - Fuller Test

جدول (۲)- نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	تعداد بحرانی	آمارهٔ ADF	نتیجه
FF۱۰۱۴	-۴/۵	-۱/۷۴	در سطح اطمینان ۹۹ درصد پایا نیست
PCFL	-۴/۵	-۲/۷۲	در سطح اطمینان ۹۹ درصد پایا نیست
WL	-۳/۶۵	-۲/۵۱	در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا نیست

مأخذ: مستخرج از جداول آزمون ADF انجام شده توسط Microfit

چنانکه ملاحظه می‌شود، هیچ یک از متغیرهای ذکر شده در جدول پایا نیستند و با آزمون ADF فرضیه داشتن ریشه واحد متغیرها رد نمی‌شود و متغیرهای مذکور جمعی از مرتبهٔ یک یا I(1) هستند، اما تفاضل مرتبهٔ اول آنها I(0) است.

۵-۲- تصریح مدل

معادلهٔ به کار رفته در قالب الگوی تصحیح خطا ECM[1] به صورت زیر است:

$$\Delta Y = B_1\Delta Y_{t-1} + B_2\Delta Y_{t-2} + \ldots + B_{P-1}\Delta Y_{t-p-1} + \pi Y_{t-p} + HDU \quad (۵)$$

که در آن، Y=[FF1014 PCFL WL] ؛ DU=[DU53 DU57 DU59) ماتریس متغیرهای مجازی؛ $B_i = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_i)$ ماتریس ضرایب، که درآن، ...و۲ و ۱ = i است. هم‌چنین، P تعداد وقفه‌های بهینه؛ H ماتریس ضرایب متغیرهای مجازی و $\pi = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_p)$ ماتریس مربوط به اطلاعات بلندمدت است.

۵-۲-۱- تعیین بهترین مدل

با استفاده از نرم افزار Microfit آزمون اثر (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) برای معادلات الگو با طول وقفه‌های متفاوت ۱-۶ برآورد شد و برای هریک از الگوهای پنج‌گانه زیربردارهای هم‌جمعی به‌دست آمد (نوفرستی، ص ۴۴).

پس از این مرحله بهترین بردار را از میان بردارها انتخاب می‌کنیم؛ به عبارتی دیگر، بهترین رابطه بلندمدت را به‌دست می‌آوریم.

اکنون به بررسی هر یک از این بردارها می‌پردازیم. برای تعیین علایم ضرایب الگو، انتظار می‌رود علامت ضریب پوشش تحصیلی منفی و دستمزد واقعی مثبت باشد. براین اساس، از بین بردارهای

1- Error Correction Model

به‌دست آمده از آزمون اثر بردارهای سازگار با تئوری را انتخاب کرده، در جدول (۴) نشان می‌دهیم:

جدول (۳)- تعداد بردارهای سازگار با تئوری اقتصادی

وقفه‌ها	الگوی ۱	الگوی۲	الگوی۳	الگوی۴	الگوی۵
۶	رد مدل	۲	۱	۰	۰
۵	۱	۰	۰	۰	۰
۴	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰	۰	۰	۰	۰
۱	رد مدل	۰	۰	۰	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بردارهای نرمال، پذیرفته شده از لحاظ علامت، نیز در جدول زیر نوشته شده است.

جدول (۴)- بردارهای نرمال شده سازگار

متغیرها	الگوی دوم با ۶ وقفه		الگوی سوم با ۶ وقفه	الگوی اول با ۵ وقفه
FF1014	-۱	-۱	-۱	-۱
PCFL	-۸۰/۳۱	-۷۵/۵۵	-۸۰/۳۴۱۵	-۳۳/۶۳۰۰
WL	۵۶/۴۵	۲۰/۳۲	۵۶/۲۸۸۸	۴۵/۶۵۶۷
C	۱۱۳/۴۰	۲۷۵/۵۹	-	-
T	-	-	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی ناهمسانی واریانس، خود همبستگی وتوزیع نرمال جملات اخلال بردارای سازگار، از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) و آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH) و توزیع مجذور کای (χ^2) جملات اخلال استفاده می‌شود. نتایج با استفاده از نرم‌افزار Microfit به شرح زیر است:

جدول (۵): آزمون بردارهای سازگار با ۶ وقفه

نوع آزمون	الگوی دوم		الگوی سوم
	بردار۱	بردار ۲	بردار ۱
LM	۱/۳۵(۱/۳۷)	۱/۱۹(۰/۴۴)	۱/۱۳(۰/۴۸)
ARCH	۰/۶۴۳(۰/۷۵)	۰/۷۳۲(۰/۷)	۰/۵۵(۰/۸۱۵)
توزیع جملات اخلال	غیر نرمال	غیر نرمال	غیر نرمال

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود که جملات اخلال بردارهای ۶وقفه غیر نرمال است. بنابراین کلیه بردارها پذیرفته نمی‌شوند.

جدول (۶)- آزمون بردارهای سازگار با ۵ وقفه

نوع آزمون	الگوی اول
	بردار ۲
LM	۱/۹۹(۰/۱۶۷)*
ARCH	۰/۴۳(۰/۹)*
توزیع جملات اخلال	تقریبا نرمال

مأخذ: یافته های تحقیق

* اعداد داخل پرانتز P-valne می‌باشد.

همان گونه که در جدول بالا مشاهده می‌شود جملات اخلال بردار اول از الگوی اول با ۵ وقفه دارای توزیع نرمال است. همچنین آزمون‌های LM و آزمون ARCH نشان می‌دهد که جملات اخلال این بردار مشکل خود همبستگی و ناهمسانی واریانس ندارند چون آماره F این آزمون‌ها به ترتیب (۰/۱۶۷)۱/۹۹ و (۰/۹) ۰/۴۳ است. به این ترتیب، بردار مذکور بهترین گزینه است.

۵-۲-۱-۱-استخراج رابطه بلندمدت

با توجه به بررسی‌های انجام شده در قسمت قبل، این نتیجه حاصل شد که یک بردار هم‌جمعی بهینه در بین متغیرهای الگو وجود دارد. این بردار نشان‌دهندهٔ رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو است. بنابراین، رابطه بلندمدت به صورت زیر برآورد می‌گردد.

$$FF1014 = -33.63PCFL + 45.66WL \qquad (۶)$$

چنانکه ملاحظه می‌شود، در بلندمدت کشش نرخ مشارکت نیروی کار زنان گروه سنی ۱۴-۱۰ ساله نسبت به دستمزد واقعی ۴۵/۶۶ است. همچنین مشاهده می‌شود که افزایش یک درصد پوشش تحصیلی این گروه (PCFL)، نرخ مشارکت آنها را به میزان ۳۳/۶ درصد کاهش می‌دهد.

۵-۲-۱-۲-استخراج مدل تصحیح خطا

پس از یافتن بردار هم‌جمعی مناسب یا رابطهٔ بلندمدت، به بررسی و استخراج مدل تصحیح خطا می‌پردازیم. بدین منظور، جملات اخلال به دست آمده از فرآیند انتخاب بردار هم جمعی مرحلهٔ قبل ذخیره و به عنوان یک متغیر مستقل با یک وقفهٔ زمانی، یعنی ECT(-1)، علاوه بر سایر متغیرهای مستقل وارد مدل می‌شوند. برای تعیین رابطهٔ کوتاه‌مدت، کلیه متغیرهای مستقل با بیشترین طول وقفهٔ ممکن (در اینجا ۶ وقفه) به علاوه وقفه‌های متغیر وابسته و متغیر ECT(-1) وارد مدل می‌شود و الگو به روش OLS برآورد می‌شود. سپس با توجه به آزمون t، معنی‌دار بودن وقفه‌ها آزمون و وقفه‌هایی که معنی‌دار نباشند، از مدل حذف می‌شوند. رابطه کوتاه مدت به

صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$DFF1014=1.60DFF1014(-2) + 172.20DPCFL - 210.4DPCFL(-2) - 28.2DPCFL(-4)$$
$$(10.2) \quad (37.05) \quad (-14.7) \quad (-3.45)$$
$$+3.94DWL(-1) + 3.97DWL(-5) + 3.1DU57 - 0.122T - 0.693ECT(-1) \quad (۷)$$
$$(4.7) \quad (6.53) \quad (6.89) \quad (-3.72) \quad (-2.74)$$
$$R^2 = 0.99\ (0.000) \quad DW = 2.35 \quad F = 219.82(0.040)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، کلیه ضرایب با معنی و دارای علایم مورد انتظار هستند. معنی‌دار بودن همگی ضرایب توسط آمارهٔ F نیز تأیید می‌شوند.

به علاوه نتایج برآورد این مدل نشان می‌دهد که به جزء پوشش تحصیلی تمام وقفه‌های این متغیر دارای علامت منفی و تقریباً بزرگی هستند. با افزایش یک واحدی وقفه‌های دوم و چهارم متغیر پوشش تحصیلی، نرخ مشارکت نیروی کار زنان در این گروه سنی به ترتیب ۲۱۰ و ۲۸/۲ واحد کاهش می‌یابند. همچنین علامت مثبت ضرائب شاخص DWL با یک و پنج وقفه نشان می‌دهد که دختران نوجوان با افزایش دستمزد کار را به تحصیل و خانه‌داری ترجیح می‌دهند. همچنین ضریب متغیر D57 نشان می‌دهد شوک پیروزی انقلاب تاثیر مثبتی بر میزان مشارکت اقتصادی زنان داشته است.

۵-۳- آزمون اعتبار مدل

برای بررسی اعتبار مدل و آزمون فروض کلاسیک از آزمون‌های تشخیص LM و ARCH و Normality استفاده شده که نتایج در جدول (۸) منعکس است.

جدول (۷)- نتایج آزمون‌های مختلف برای اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۰/۷۸(۰/۱۰۵۰)	۱/۲۵(۰/۳۱۶)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۱/۲۰(۰/۵۴۸)	۰/۳۵(۰/۷۰۸)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال است	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Microfit.

از بررسی مندرجات جدول بر می‌آید که فرض وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس رد می‌شود و جملات اخلال نیز دارای توزیع نرمال هستند.

۶- معرفی، آزمون و برآورد تابع عرضهٔ کار زنان ۱۹-۱۵ ساله

۶-۱- معرفی متغیرها

متغیر FF1519 نشانگر نرخ مشارکت نیروی کار زنان گروه سنی ۱۹-۱۵ ساله به‌عنوان متغیر وابسته، PCFL لگاریتم پوشش تحصیلی زنان در گروه سنی ۱۹-۱۵ ساله، CGDPMPL لگاریتم

درآمد ملی سرانه و UL لگاریتم نرخ بیکاری نیروی کار استان به عنوان متغیرهای مستقل و نیز DU53 و DU57 به عنوان متغیرهای مجازی برای شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و پیروزی انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ در مدل منظور شده است.

۶-۲- تعیین پایایی متغیرها

نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل در جدول (۴) آمده است

جدول(۸)- آزمون ADF سری زمانی متغیرها

متغیر	آماره دیکی فولر	نتیجه
DFF1519	-۴/۴۷	در سطح اطمینان ۹۹ درصد پایا است
DPCFL	-۱/۹۱	در سطح اطمینان ۹۰ درصد پایا است
DCGDPML	-۳/۶	در سطح اطمینان ۹۹ درصد پایا است
DUL	-۲/۱	در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا است

چنانکه در جدول (۹) ملاحظه می‌شود، فرض ریشه واحد داشتن تفاضل مرتبه اول متغیرهای نرخ مشارکت نیروی کار زنان گروه سنی ۱۹- ۱۵ ساله و درآمد داخلی در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. همچنین، فرض صفر ریشه واحد داشتن متغیرهای DUL و DPCFL به ترتیب با سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۰ درصد رد شده است.

۶-۳- برآورد مدل

با توجه به موارد ارایه شده قبلی، رابطه بلندمدت عرضهٔ کار زنان ۱۵ تا ۱۹ ساله به صورت زیر توسط نرم افزار Micro fit به روش OLS برآورد شده است.

$$FF1519 = -0.29PCFL - 3.9\ CGDPML + 13.5UL \qquad (۸)$$

این رابطه نشان می‌دهد که برای متغیر درآمد ملی سرانه واقعی (CGDPML)، اثر درآمدی مسلط است؛ زیرا ضریب آن منفی است و برای متغیر نرخ بیکاری (UL) اثر کارگر اضافی بر اثر عدم تشویق کارگر غلبه دارد؛ زیرا ضریب آن مثبت است.

رابطه کوتاه‌مدت به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$DFF1519 = \underset{(-2.52)}{0.694}DFF1519(-1) + \underset{(2.06)}{1.296}DPCFL(-1) - \underset{(14.28)}{0.441}DCGDPML +$$
$$\underset{(1.41)}{1.129}DUl(-2) + \underset{(3.69)}{0.363}DU53 - \underset{(-3.63)}{0.126}EC(-1) \qquad (۹)$$
$$R^2 = 0.97 \qquad DW = 2.44 \qquad F = 156.85$$

چنانکه ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب معنی‌دار و علامت آنها مورد انتظار است. بر اساس این برآورد، در این گروه سنی، کشش تفاضل نرخ بیکاری (DUL) با دو وقفه زمانی ۱/۱۳ است.

مثبت بودن این کشش نشان می‌دهد که هر چقدر نرخ بیکاری افزایش یابد، به دلیل افزایش تعداد بیکاران خانوارها، نرخ مشارکت افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر، در بازار کار زنان ۱۵ تا ۱۹ ساله، اثر کارگر اضافی بر اثر عدم تشویق کارگر مسلط است. در رابطه بلندمدت نیز این اثر غالب بود.

همچنین، افزایش یک درصدی درآمد داخلی (CGDPML)، موجب کاهش ۰/۴۴ درصدی نرخ مشارکت این گروه سنی می‌شود. یعنی اثر درآمدی این متغیر، قوی تر از اثر جانشینی آن است. معنی‌دار بودن ضریب متغیر وابسته با یک وقفه زمانی، حاکی از وجود چسبندگی در بازار کار این گروه سنی است. به تعبیری دیگر، نرخ مشارکت نیروی کار زنان این گروه سنی در سال جاری وابسته به نرخ مشارکت آنها در سال‌های قبل است و بنابراین، تعدیل در مشارکت اقتصادی این گروه سنی از زنان با وقفه صورت می‌گیرد.

۶-۴- آزمون اعتبار مدل

برای آزمون فروض کلاسیک از آزمون‌های مربوط استفاده شده است که نتایج در جدول زیر ارائه می‌گردد.

جدول(۹)- نتایج آزمون‌های مختلف برای اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۵/۶۱(۰/۱۳۲)	۱/۵۷(۰/۲۳۰)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۳۴(۰/۸۴۱)	۰/۱۲(۰/۸۸۵)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Microfit.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرض عدم وجود خودهمبستگی و عدم وجود ناهمسانی واریانس جملات اخلال رد نمی شود. همچنین جملات اخلال از توزیع نرمال برخوردارند.

۷- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضه نیروی کار زنان ۲۰ تا ۲۴ ساله

۷-۱- معرفی متغیرها

متغیرهای به کار رفته عبارتند از:

FF2024 نرخ مشارکت نیروی کار زنان در گروه سنی ۲۴-۲۰ ساله به عنوان متغیر وابسته، GCFL لگاریتم نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی به کل جمعیت در حال تحصیل زنان در گروه سنی ۲۴-۲۰ سالهٔ استان و UFL لگاریتم نرخ بیکاری زنان به عنوان متغیرهای مستقل، ضمناً DU53 و DU57 به عنوان متغیرهای مجازی در مدل منظور شده‌اند.

۷-۲- برآورد مدل

با توجه به I(1) بودن متغیرها، رابطهٔ بلندمدت عرضه نیروی کار زنان ۲۰ تا ۲۴ ساله به صورت

زیر برآورد شده است که همگی ضرایب آن معنی‌دار و صحت فروض کلاسیک تأیید می‌شود.

$$FF2024 = 2.51GCFL - 0.46UFL \qquad (۱۰)$$

در این رابطه ضریب نرخ بیکاری زنان منفی است؛ یعنی در الگوی بلندمدت عرضهٔ کار زنان گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ سالهٔ استان، اثر عدم تشویق کارگر تسلط دارد. به عبارتی دیگر، با افزایش نرخ بیکاری زنان، امید به یافتن شغل توسط زنان کاهش می‌یابد و این عامل اثر منفی بر نرخ مشارکت نیروی کار آنان می‌گذارد. همچنین، اگر نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی (GCFL) یک درصد افزایش یابد، در بلندمدت نرخ مشارکت گروه سنی مذکور ۲/۵ درصد افزایش خواهد یافت.

رابطهٔ کوتاه مدت به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned}
DFF2024 = {} & -0.24DFF2024(-2) + 0.69DFF2024(-3) + 0.43DFF2024(-4) \\
& (-2.5) \qquad (14.6) \qquad (5.62) \\
& +0.94DFF2024(-5) + 7.65DGCFL + 1.70DGCFL(-1) + 4.02GCFL(-2) \\
& (10.13) \qquad (33.68) \qquad (6.07) \qquad (5.13) \\
& - 3.04DGCFL(-4) - 3.90DGCFL(-5) - 11.01DUFL - 2.68DUFL(-1) \\
& (-6.46) \qquad (-7.66) \qquad (-47.88) \qquad (-8.44) \\
& -5.70DUFL(-2) + 3.77DUFL(-4) + 5.44DUFL(-5) + 0.15 - 0.0047EC(-1) \\
& (-5.38) \qquad (5.59) \qquad (7.93) \qquad (32.56) \qquad (-198.53)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9978 \qquad DW = 1.73 \qquad F = 223(0.000) \qquad (۱۱)$$

معنی‌دار f همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، کلیه ضرایب متغیرها با معنی و دارای علایم مورد انتظار بوده و آماره بودن رگرسیون را نشان می‌دهد.

وجود متغیر وابسته با دو تا پنج وقفه زمانی در برآورد نشان می‌دهد که بازار کار چسبندگی بسیار زیادی دارد. به عبارتی دیگر، نرخ مشارکت نیروی کار زنان جوان تابعی از نرخ مشارکت آنها در دوره‌های قبل دارد.بنابراین تعدیل در بازار کار این گروه بسیار کند صورت می‌گیرد. علاوه بر این ضرایب مثبت متغیر نسبت دارندگان مدارک تحصیلی وقفه‌های اول و دوم آن نشان می‌دهد که افزایش در تعداد فارغ التحصیلان دانشگاه‌ها به شدت نرخ مشارکت این گروه را افزایش می‌دهد. چنان که ملاحظه می‌شود افزایش یک نفر به تعداد دارندگان مدارک دانشگاهی ۷/۶۵ واحد مشارکت این گروه افزایش می‌یابد در صورتی که همین مقدار افزایش در وقفه‌های اول و دوم به ترتیب ۱/۷ و ۴/۰۲ واحد نرخ مشارکت را افزایش می‌دهد. برای وقفه‌های چهارم و پنجم این روند معکوس است. به عبارت دیگر وجود فارغ التحصیلان دانشگاهی بیکار در دوره‌های قبل امید به یافتن شغل را کاهش داده و در نتیجه نرخ مشارکت کاهش می‌یابد. در مورد ضرائب بیکاری زنان (NFL) علامت یکسانی وجود ندارد. ضریب تعدیل ۰/۰۰۴۷- است که نشان می‌دهد اگر از تعادل خارج شویم با سرعت ۰/۴۷ درصد به تعادل بازخواهیم گشت.

۷-۴- آزمون اعتبار مدل

آزمون‌های انجام شده، حکایت از با اعتبار بودن مدل مورد استفاده است.

جدول (۱۰)- نتایج آزمون‌های مختلف برای اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۰/۰۰۴(۰/۹۹۸)	۰/۵۶(۰/۹۹۹)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۰/۸۳(۰/۵۶۹)	۰/۱۲(۰/۸۸۸)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جداول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Microfit

۸- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضهٔ کار زنان ۲۹ - ۲۵ ساله

۸-۱- معرفی متغیرها

متغیرهای مورد استفاده شامل ACFL لگاریتم جمعیت فعال زنان در گروه سنی ۲۹ - ۲۵ سال استان به‌عنوان متغیر وابسته، PGFL لگاریتم نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی به کل جمعیت در حال تحصیل زنان گروه سنی ۲۹ - ۲۵ سالهٔ استان، CPIL لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کنندگان و UFL لگاریتم نرخ بیکاری زنان به‌عنوان متغیرهای مستقل هستند. متغیرهای DU53 و DU57 به عنوان متغیرهای مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و پیروزی انقلاب اسلامی در مدل وارد شده‌اند.

۸-۲- برآورد مدل

با توجه به I(1) هم جمعی از مرتبه اول بودن متغیرهای مورد استفاده، رابطهٔ بلندمدت عرضه کار زنان ۲۹ - ۲۵ ساله استان به صورت زیر و از روش OLS برآورد شده است.

$$ACFL= 3.95PGFL+ 0.15CPIL+ 6.90UFL \qquad (۱۲)$$

در این رابطه ضریب نرخ بیکاری زنان مثبت است؛ یعنی در الگوی بلندمدت عرضهٔ کار زنان گروه سنی ۲۹ - ۲۵ ساله استان، اثر کارگر اضافی تسلط دارد. به‌عبارتی دیگر، با افزایش نرخ بیکاری و افزایش تعداد بیکاران، عرضهٔ کار زنان در گروه سنی مذکور افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش نسبت فارغ التحصیلان دانشگاه در گروه سنی مذکور به‌میزان یک درصد، جمعیت فعال گروه سنی را به‌میزان ۳/۹۵ درصد افزایش می‌دهد. از طرفی دیگر، کشش عرضهٔ کار نسبت به

شاخص قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت ۰/۱۵+ است.

رابطهٔ کوتاه‌مدت به صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned}DACFL=&1.39DACFL(-1)+0.73DACFL(-2)+0.26DACFL(-3)+\\&(6.32)\quad(4.63)\quad(2.84)\\&0.24DCPIL-0.61DCPIL-0.19DCPIL(-3)+2.97DPGFL-\\&(4.071)\quad(-9.85)\quad(-1.96)\quad(8.86)\\&5.67DPGFL(-1)-4.09DPGFL(-2)-1.84DPGFL(-3)-4.90DUFL-\\&(-7.66)\quad(-7.40)\quad(-5.35)\quad(10.58)\\&9.29DUFL(-1)-5.79DUFL(-2)-3.17DUFL(-3)+0.04DU53-\\&(7.36)\quad(-6.43)\quad(-5.88)\quad(-2.30)\\&0.12DU57-21.38-0.22EC(-1)\\&(-4.36)\quad(-11.46)\quad(-11.08)\end{aligned}\qquad(۱۳)$$

$R^2=0.994$ DW=2.166 F(Prob)=95.98(0.000)

با توجه به سرعت تعدیل (۰/۲۲-)، مدت پنج سال طول می‌کشد که عدم تعادل‌های ایجاد شده با کندی به سمت تعادل بازگردد.

۸-۳- آزمون اعتبار مدل

آزمون‌های مختلف نشان از اعتبار مدل دارند.

جدول (۱۱)- نتایج آزمون‌های مختلف برای اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۷/۸۰(۰/۱۶۸)	۰/۳۲(۰/۸۷۵)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۳/۸۳(۰/۵۷۳)	۰/۱۳(۰/۹۷۶)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Micro fit

همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود، فرض خود همبستگی عوامل اخلال رد می‌شود و فرض ناهمسانی واریانس در سطح اطمینان ۹۷ درصد رد می‌شود و جملات اخلال نرمال توزیع شده‌اند.

۹- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضه کار زنان ۳۴-۳۰ ساله استان

FF3034 نرخ مشارکت نیروی کار زنان در گروه سنی ۳۴-۳۰ ساله استان به عنوان متغیر وابسته، PGFL لگاریتم نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی به کل جمعیت در حال تحصیل زنان گروه سنی ۳۴-۳۰ ساله استان، WL لگاریتم دستمزد واقعی، UFL لگاریتم نرخ بیکاری زنان به‌عنوان متغیر مستقل می‌باشند.

با توجه به I(1) بودن متغیرها، رابطه بلندمدت عرضهٔ کار زنان ۳۰ تا ۳۴ ساله استان، به صورت زیر برآورد شده است.

$$FF3034 = 1.29PGFL + 0.08WL + 6.37UFL \qquad (۱۴)$$

در این رابطه ضریب نرخ بیکاری زنان مثبت است و این بدان معنی است که در الگوی بلندمدت عرضه کار زنان گروه سنی مذکور، اثر کارگر اضافی تسلط دارد و با افزایش نرخ بیکاری و افزایش تعداد بیکاران، عرضهٔ کار زنان در گروه سنی مذکور افزایش می‌یابد. چنانچه نسبت دارندگان مدرک دانشگاهی به میزان یک درصد افزایش یابد، نرخ مشارکت این گروه سنی به میزان ۱/۳ درصد افزایش خواهد یافت. اما این گروه سنی در بلندمدت حساسیت کمی نسبت به نرخ دستمزد واقعی نشان می‌دهند. این امر از رابطه کوتاه‌مدت استنباط می‌شود. رابطه کوتاه‌مدت به صورت زیر برآورد شد.

$$FF3034 = \underset{(0.220)}{0.65DWL(-1)} + \underset{(0.683)}{4.37DUFL} + \underset{(0.644)}{1.18DUFL(-1)} - \underset{(0.001)}{0.004ECM(-1)}$$

$$R^2=0.898 \quad DW=1.99 \quad F(Prob)=37.15(0.000) \qquad (۱۵)$$

در این گروه سنی اثر کارگر اضافی مسلط است و سرعت تعدیل بسیار پایین است.آزمون‌های انجام شده حکایت از اعتبار مدل برآورد شده دارد.

جدول (۱۲)- نتایج آزمون‌های مختلف برای اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۱۰/۲۷ (۰/۰۹۷)	۱/۸۶(۰/۱۴۶)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۳/۲۵(۰/۷۷۶)	۰/۳۸(۰/۸۷۶)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Microfit

با توجه به مندرجات جدول، فرض وجود خودهمبستگی و وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال رد می‌شود. توزیع χ^2 جملات اخلال نشان می‌دهد که جملات اخلال دارای توزیع نرمال هستند.

۱۰- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضه کار زنان ۳۹- ۳۵ ساله

متغیرهای به کار رفته در این مدل عبارتند از ACFL لگاریتم جمعیت فعال زنان در گروه سنی ۳۹- ۳۵ ساله استان به‌عنوان متغیر وابسته، PGFL لگاریتم نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی به کل جمعیت در حال تحصیل زنان در گروه سنی ۳۹- ۳۵ ساله استان به عنوان متغیر مستقل، CPIL لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان متغیر مستقل، CGDPMPL لگاریتم درآمد ملی واقعی سرانه به عنوان متغیر مستقل، UFL لگاریتم نرخ بیکاری زنان به عنوان متغیر مستقل.

از آنجا که متغیرهای مورد استفاده همگی I(1) هستند، رابطهٔ بلندمدت عرضه کار زنان ۳۹- ۳۵

ساله به صورت زیر برآوردشده است.

$$ACFL = 0.86PGFL + 0.05CPIL + 2.24UFL + 0.08CGDPML - 0.17TREND \quad (۱۶)$$

در این رابطه ضریب نرخ بیکاری زنان مثبت است و نشان از تسلط اثر کارگر اضافی دارد. به عبارتی دیگر، با افزایش نرخ بیکاری و افزایش تعداد بیکاران، عرضهٔ کار زنان در گروه سنی مذکور افزایش می‌یابد. همچنین، در الگوی فوق اثر جانشینی درآمد سرانه بزرگتر از اثر درآمدی این متغیر است و مقدار آن مثبت است. رابطهٔ کوتاه‌مدت با استفاده از روش OLS به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$\begin{aligned} DACFL = {} & 0.03DACFL(-1) - 0.013DCGPMPL + 0.02DCGDPMPL(-1) + \\ & \quad (10.066) \qquad (-6.91) \qquad (10.89) \\ & + 0.018DCPIL + 0.93DPGFL + 0.08DPGFL(-1) + 2.23DUFL + \\ & \quad (31.21) \qquad (325.96) \qquad (35.65) \qquad (981.19) \\ & + 0.03DUFL(-1) + 0.01DU57 + 0.008DU53 - 0.0007TREND - 0.00758EC(-1) \\ & \quad (9.91) \qquad (224.067) \qquad (166.82) \qquad (-52.26) \qquad (-585.5) \end{aligned}$$

$$R^2=0.999 \qquad DW=2.03 \qquad F(Prob) = 3045(0.0000) \qquad (۱۷)$$

چنانکه دیده می‌شود، ضریب درآمد سرانه منفی است که نشانگر قوی‌تر بودن اثرات درآمدی نسبت به اثرات جانشینی است. اما برای وقفه اول این متغیر، اثر جانشینی بر اثر درآمدی تسلط دارد؛ زیرا ضریب این متغیر مثبت است. به هر حال، حساسیت عرضهٔ کار زنان این گروه سنی نسبت به این متغیر کم است، به طوری که افزایش یک درصد درآمد سرانه، فقط ۰/۰۱۴ درصد از جمعیت فعال گروه سنی را می‌کاهد و افزایش همین مقدار وقفهٔ اول این متغیر، تقریباً ۰/۰۲۵ درصد به جمعیت فعال گروه سنی مذکور می‌افزاید. متغیر تغییر در شاخص مصرف‌کننده (CPIL) از دیگر متغیرهایی است که اثر مثبت بر عرضهٔ کار زنان گروه سنی می‌گذارد، کشش این متغیر ۰/۰۱۸ است که نشانگر حساسیت ضعیفی است.

تحصیلات دانشگاهی (PGFL) تأثیر مثبتی برافزایش جمعیت فعال گروه سنی دارد. این متغیر و وقفهٔ اول آن به‌ترتیب دارای کشش ۰/۹۳ و ۰/۰۸۵ هستند. مثبت‌بودن ضرایب نرخ بیکاری زنان (UFL) و وقفهٔ اول آن بیانگر مسلط بودن اثر کارگر اضافی در بازار کار این گروه سنی است.

اگر چه ضریب تعدیل در رابطهٔ فوق مطابق با انتظار (منفی) است، ولی مقدار آن نشان دهنده سرعت بسیار اندک بازگشت به تعادل دارد.

نتایج همه آزمون‌ها حکایت از اعتبار مدل دارند.

جدول (۱۳)- آزمون اعتبار مدل

آزمون	(Prob) χ^2	F(Prob)	نتیجه
LM	۳/۳۹(۰/۱۸۳)	۰/۹۶(۰/۴۰۵)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۰/۲۶(۰/۸۷۶)	۰/۶۶(۰/۹۳۶)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Microfit.

۱۱- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضهٔ نیروی کار زنان ۴۴-۴۰ ساله

متغیرهای به‌کار رفته در مدل عبارتند از:

ACFL لگاریتم جمعیت فعال زنان در گروه سنی ۴۴-۴۰ سالهٔ استان به‌عنوان متغیر وابسته، PGFL لگاریتم نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی به کل جمعیت در حال تحصیل زنان در گروه سنی ۴۴-۴۰ ساله استان به‌عنوان متغیر مستقل و UFL لگاریتم نرخ بیکاری زنان به عنوان متغیر مستقل است.

همه متغیرهای مذکور جمعی از مرتبه یک هستند. رابطهٔ بلندمدت به صورت زیر برآورد شده است.

$$0.91PGFL+1.93UFL = ACFL \qquad (۱۸)$$

در این رابطه ضریب نرخ بیکاری زنان مثبت است و اثر کارگر اضافی تسلط دارد، یعنی با افزایش نرخ بیکاری و افزایش تعداد بیکاران، عرضهٔ کار زنان در گروه سنی مذکور افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر، همان‌طور که ملاحظه می‌شود، اگر نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی (PGFL) این گروه سنی به میزان یک درصد افزایش یابد، جمعیت فعال گروه سنی به میزان ۰/۹۱ درصد افزایش خواهد یافت.

رابطه کوتاه مدت به صورت زیر است

$$\begin{aligned}DACFL &= \underset{(11.32)}{0.52}DACFL(-1) + \underset{(12.44)}{1.03}DACFL(-2) - \underset{(-4.6)}{0.40}DAFCL(-3)\\ &+\underset{(7.46)}{0.37}DACFL(-4)+\underset{(18.22)}{0.17}DPGFL+\underset{(16.41)}{0.11}DPGFL(-1)+\underset{(15.54)}{0.14}DPGFL(-2)\\ &+\underset{(5.05)}{0.10}DPGFL(-3)-\underset{(-28.51)}{0.55}DPGFL(-4)+\underset{(38.99)}{0.32}DUFL+\underset{(6.89)}{0.15}DUFL(-3)-\\ &\underset{(-27.85)}{0.54}DUFL(-4)-\underset{(-74.17)}{0.006}DU53+\underset{(85.57)}{0.01}DU57-\underset{(-30.12)}{0.0013}ECM(-1)\end{aligned} \qquad (۱۹)$$

$R^2=0.99$ DW=1.18 F(Prob)=204.39 (0.000)

وجود وقفه‌های اول تا چهارم متغیر وابسته در رابطه بالا، نشان می‌دهد که بازار کار این گروه چسبنده است. به عبارتی دیگر، عرضهٔ کار این گروه تابع جمعیت فعال دوره‌های گذشته است. چنانکه نتایج نشان می‌دهد، ضریب تحصیلات دانشگاهی (PGFL) و ضرایب وقفه‌های آن، به‌جز وقفه چهارم،

مثبت است که بیانگر ارتباط مستقیم این متغیر با جمعیت فعال گروه سنی است. همچنین، با توجه به ضرایب مثبت نرخ بیکاری زنان (DFL)، مسلط بودن اثر کارگر اضافی در این گروه سنی تایید می‌شود. افزایش یک درصد در نرخ بیکاری، جمعیت فعال این گروه را به میزان ۰/۳۲ درصد افزایش می‌دهد.

بر اساس برآورد، هر گاه مدل از حالت تعادل خارج شود، الگو با کندی و در مدتی طولانی به حالت تعادل باز خواهد گشت. آزمون‌های مختلف نشان از اعتبار مدل دارند.

جدول (۱۴)- آزمون اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۱/۹۶(۰/۳۷۴)	۰/۳۶(۰/۷۰۲)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۱/۴۳(۰/۴۸۲)	۰/۲۶(۰/۷۷۴)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

ماخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Micro fit

۱۲- معرفی، برآورد و آزمون تابع عرضهٔ نیروی کار زنان ۵۴ - ۴۵ ساله استان

متغیرهای به کار رفته در مدل عبارتند از: ACFL جمعیت فعال زنان در گروه سنی ۵۴- ۴۵ سالهٔ استان به عنوان متغیر وابسته، GDPMPL لگاریتم درآمد ملی سرانه واقعی وINF نرخ تورم به‌عنوان متغیرهای توضیحی. همگی این متغیرها در سطح ناپایا ولی تفاضل مرتبه اول آنها پایا است. رابطه بلندمدت به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$ACFL = 0.14CGDPMPL + 0.0018INF \qquad (۲۰)$$

در این رابطهٔ ضریب درآمد ملی مثبت است و نشان می‌دهد که در الگوی بلندمدت عرضهٔ کار زنان گروه سنی ۵۴- ۴۵ استان، اثر جانشینی بر اثر درآمدی این متغیر تسلط دارد.

رابطه کوتاه مدت به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$DACFL = \underset{(7.83)}{0.97}DAFCL(-1) - \underset{(2.59)}{0.23}DACFL(-3) + \underset{(2.2)}{0.017}DCGDPMPL(-2)$$

$$- \underset{(-3.71)}{0.000015}EC(-1) \qquad (۲۱)$$

$R^2=0.78 \quad DW=1.99 \quad F(Prob)=14.08(0.000)$

در کوتاه‌مدت نرخ تورم بر عرضهٔ نیروی کار زنان گروه سنی مذکور تأثیر نمی‌گذارد. همچنین، مطابق با نتایج حاصل از تخمین الگوی فوق، بازار کار این گروه سنی چسبندگی دارد؛ زیرا جمعیت فعال گروه سنی و تغییرات آن تا وقفه سوم به جمعیت فعال وابستگی دارد. از طرفی دیگر،

مثبت‌بودن ضریب درآمد سرانه (CGDPMPL) با دو وقفه زمانی، بیانگر تسلط اثر جانشینی این متغیر در بازار کار این گروه سنی است. بنابراین، در دوران رونق اقتصادی و افزایش درآمد سرانه، زنان ۵۴-۴۴ ساله، کار در بیرون از منزل را به کار در منزل ترجیح می‌دهند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در اینجا نیز سرعت تعدیل بسیار کند است.

آزمون‌های مختلف نشان از اعتبار مدل دارند.

جدول (۱۵)- آزمون اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۸/۴۳۹۱(۰/۲۰۸)	۱/۲۷۴۰(۰/۳۲۶)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۱/۴۵۵۳(۰/۹۶۲)	۰/۱۵۴۵۲(۰/۹۸۵)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Micro fit

۱۳- معرفی برآورد و آزمون تابع عرضه نیروی کار زنان ۶۴-۵۵ ساله

متغیرهای به کار رفته در مدل عبارتند از: FF5564 نرخ مشارکت نیروی کار زنان در گروه سنی ۶۴-۵۵ سالهٔ استان به عنوان متغیر وابسته، CGDPMPL لگاریتم درآمد ملی سرانه واقعی و WL دستمزد واقعی به‌عنوان متغیرهای مستقل. همه این متغیرها I(1) هستند بنابراین رابطه بلندمدت به صورت زیر برآورد شده است.

$$FF5564=193.50 + 60.49WL - 88.35CGDPMPL \qquad (۲۲)$$

چنانکه ملاحظه می‌شود، ضریب درآمد ملی سرانه واقعی منفی است؛ یعنی در الگوی بلندمدت عرضه کار زنان این گروه سنی، اثر درآمدی سرانه تولید، بر اثر جانشینی این متغیر مسلط است. همچنین، افزایش یک درصدی دستمزد واقعی در بلندمدت، نرخ مشارکت این گروه سنی را به میزان ۶۰ درصد افزایش می‌دهد. رابطهٔ کوتاه‌مدت به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$\begin{aligned} DF5564 =& 1.36DFF5564(-1) - 0.39DFF(-3) + 0.085DCGDPMPL(-3) - \\ & (26.65) \qquad (-6.29) \qquad (2.77) \\ & 0.11DWL(-1) + 0.18DW(-2) - 0.14DWL(-3) - 0.0051EC(-1) \\ & (-2.79) \qquad (2.84) \qquad (-3.69) \qquad (-1.89) \end{aligned} \qquad (۲۳)$$

$$R^2 = 0.948 \qquad D.W = 1.60 \qquad F(Prob) = 49.08(0.000)$$

همان‌طور که برآوردها نشان می‌دهد، در این گروه سنی افزایش درآمد سرانه (CGDPMPL) با سه وقفه زمانی تأثیر مثبتی بر نرخ مشارکت گروه سنی می‌گذارد که نشان‌دهندهٔ تسلط اثر جانشینی این متغیردر دوران رونق اقتصادی است. همچنین، ملاحظه می‌شود که افزایش یک درصدی دستمزد واقعی (WL)، سبب افزایش ۰/۱۲ درصدی نرخ مشارکت این گروه سنی می‌شود. وجود

متغیر وابسته با یک وقفه زمانی، با ضریب مثبت، چسبنده بودن بازار کار این گروه سنی را نشان می‌دهد. همچنین ضریب EC(-1) نشان می‌دهد که هرگاه مدل از حالت تعادل منحرف شود، الگو به کندی و در مدت طولانی به سمت می‌گراید.

۱۳-۱- آزمون اعتبار مدل

نتایج آزمون‌های مختلف نشان از اعتبار مدل دارند.

جدول (۱۶)- آزمون اعتبار مدل

آزمون	χ^2 (Prob)	F(Prob)	نتیجه
LM	۴/۸۰(۰/۳۰۸)	۰/۸۶(۰/۵۰۵)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۱/۴۰۰۷(۰/۸۴۴)	۰/۲۱(۰/۹۲۴)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

ماخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Micro fit

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، فرض خود همبستگی و ناهمسانی واریانس عوامل اخلال رد می‌شود و توزیع χ^2 عوامل اخلال، نرمال است.

۱۴- معرفی، برآورد آزمون تابع عرضه نیروی کار زنان در گروه سنی ۶۵ ساله و بیشتر

متغیرهای به کار رفته در این مدل عبارتند از: FF65 نرخ مشارکت نیروی کار زنان در گروه سنی ۶۵ ساله و بیشتر استان به عنوان متغیر وابسته، CGDPMPL لگاریتم درآمد ملی سرانه واقعی، به عنوان متغیر مستقل، WL دستمزد واقعی به عنوان متغیر مستقل، DU57,DU53 نیز مانند قبل به عنوان متغیرهای مجازی جنگ و انقلاب به کار رفته‌اند. همه متغیرهای مورد استفاده در این مدل بر اساس آزمون ADF و با یک تفاضل پایا هستند بنابراین رابطه بلندمدت به صورت زیر برآورد شده است:

$$FF65 = 4.11WL - 3.52CGDMPL \qquad (۲۴)$$

چنانکه ملاحظه می‌شود، ضریب درآمد داخلی سرانه منفی است؛ یعنی در الگوی بلندمدت عرضهٔ کار زنان گروه سنی ۶۵ ساله و بیشتر، اثر درآمدی سرانهٔ واقعی بر اثر جانشینی این متغیر مسلط است. حساسیت نرخ مشارکت این گروه سنی به نرخ دستمزد واقعی برابر با ۴/۱۲ است که کشش نسبتاً زیادی است. رابطه کوتاه به صورت زیر برآورد شده است:

$$\begin{matrix} DFF65 = 0.05DCGDPMPL - 0.06DCGDPMPL(-1) + 0.11DWL(-2) + 0.0052T \\ \quad (1.85) \qquad\quad (-1.86) \qquad\quad (3.5) \qquad\quad (7.04) \\ -0.0967 - 0.055EC(-1) \\ (-6.6) \quad (-5.55) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.86 \qquad D.W = 1.63 \qquad F(Prob) = 25.69(0.000) \qquad (۲۵)$$

بر اساس نتایج تخمین الگوی فوق، با افزایش درآمد سرانه (CGDPMPL)، نرخ مشارکت نیروی کار این گروه سنی، افزایش می‌یابد. مثبت بودن اثر متغیر بیانگر مسلط بودن اثر جانشینی است. با این حال، افزایش وقفهٔ زمانی این متغیر، یعنی CGDPMPL(-1)، نرخ مشارکت گروه را کاهش می‌دهد. دلیل منفی‌بودن اثر این متغیر آن است که با افزایش درآمد سرانه، درآمدهای غیر کاری این گروه افزایش می‌یابد و باعث می‌شود که آن دسته از افراد این گروه سنی که توانایی کمی برای کارکردن دارند، از بازار کار خارج شوند.

همچنین، بر اساس این برآوردها، گروه سنی یاد شده نسبت به دستمزد واقعی دو دوره قبل، حساسیت نشان می‌دهد. به گونه‌ای که افزایش ده درصدی این شاخص، یک افزایش ۱۱ درصدی در نرخ مشارکت این گروه ایجاد می‌کند. ضریب تعدیل در این برآورد ۰/۰۵۵- است؛ به عبارتی دیگر، هرگاه مدل از حالت تعادل منحرف شود، الگو به‌طور خودکار با سرعت ۵/۶ درصد به حالت تعادل باز خواهد گشت. آزمون‌های مربوط اعتبار مدل را تایید می‌کند.

جدول (۱۷)- آزمون اعتبار مدل

آزمون	(Prob) χ^2	F(Prob)	نتیجه
LM	۱/۱۳(۰/۵۶۸)	۰/۴۰(۰/۶۷۰)	مشکل خود همبستگی وجود ندارد
ARCH	۱/۲۹(۰/۵۲۳)	۰/۴۲(۰/۶۳۱)	مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد
Normality	نرمال	-	مشکل عدم توزیع نرمال وجود ندارد

مأخذ: مستخرج از جدول آزمون‌های LM و ARCH و Normality انجام شده توسط Micro fit.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در طی دورهٔ مورد بررسی نسبت عرضه زنان به مردان نسبت پایینی است و با نرخ رشد ناچیزی افزایش یافته است. همچنین، در سال ۱۳۸۱ از جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر استان نزدیک به ۳۴ درصد فعال و ۶۶ درصد غیر فعال بوده‌اند. توزیع جمعیت استان بر حسب مناطق شهری و روستایی متفاوت بوده است. در سال ۱۳۴۵ نرخ فعالیت زنان روستایی ۴۳/۴ درصد بود که این نرخ برای مناطق شهری در همان سال ۹/۹ درصد گزارش شده است. در سال ۱۳۸۲ نرخ فعالیت زنان در مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۳۴/۳ و ۳۵/۱ درصد بود. تفاوت بین عرضهٔ کار زنان و مردان طی دورهٔ مورد بررسی در استان چشمگیر بوده است. در سال ۱۳۴۵ نرخ فعالیت کل زنان ۳/۲ درصد و در سال ۱۳۸۲ این نرخ به ۸/۱ درصد افزایش یافت. نرخ‌های متناظر برای مردان در سال‌های ۱۳۴۵ و ۱۳۸۲ به ترتیب ۶۷/۴ و ۶۱/۹ بود. بنابراین، همان‌طور که بیان شد، نرخ فعالیت مردان در سال ۱۳۸۲ نزدیک به هشت برابر زنان بوده است.

نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهد که در گروه‌های سنی پایین زنان، متغیرهای آموزشی از قبیل پوشش تحصیلی و نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی، به‌خوبی تغییرات نرخ مشارکت نیروی کار این گروه‌ها و عرضه نیروی کار زنان را توضیح می‌دهد. در سنین نوجوانی و جوانی، پوشش تحصیلی زنان و تمامی وقفه‌های آن با ضریب بزرگ و منفی وارد معادلات عرضه نیروی کار زنان شده است. به عبارتی دیگر، افزایش در پوشش تحصیلی به شدت نرخ مشارکت نوجوانان را کاهش می‌دهد. در گروه‌های مسن‌تر اثر نسبت دارندگان مدارک دانشگاهی و وقفه‌های آن عموماً نرخ مشارکت و عرضه این گروه را افزایش می‌دهد.

متغیر دیگری که در عرضه نیروی کار زنان مؤثر است، نرخ بیکاری است. این متغیر و وقفه‌های آن عموماً برای عرضه نیروی کار گروه‌های سنی پایین زنان مثبت است؛ یعنی با افزایش نرخ بیکاری و بیکار شدن افراد بزرگسال خانوارها، کودکان و نوجوانان وارد بازار کار می‌شوند. اثر این متغیر برای سنین بالاتر متفاوت بوده است. به عبارتی دیگر در برخی از گروه‌های سنی نرخ بیکاری تأثیر مثبت و در برخی از گروه‌های سنی تأثیر منفی داشته است که این به نقش زنان در خانواده و نیز شرایط سنی آنها باز می‌گردد.

با توجه به نتایج این تحقیق، به‌نظر می‌رسد که نظر به رشد سریع جمعیت استان خوزستان که بیشتر از رشد جمعیت کشور است، فشار وارد شده به طرف عرضه نیروی کار زنان در دوره‌های آتی افزایش یابد و این استان شاهد بیکاری فزاینده‌ای در سال‌های آینده خواهد بود سیاست‌گزاری‌های صحیح در جهت استفاده از ظرفیت‌های بالقوهٔ استان در استفاده از نیروی کار فراوان استان متمرکز می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۸۲- ۱۳۷۹)، **آمارگیری نمونه‌ای اشتغال و بیکاری استان خوزستان**، تهران، مرکز آمار ایران.

۲- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان (۱۳۸۲- الف)، **گزیده آمارهای پایه‌ای استان خوزستان**، اهواز، سازمان مدیریت و برنامه ریزی خوزستان.

۳- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان (۱۳۸۲- الف)، **بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در استان خوزستان**، اهواز، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان.

۴- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۷۸)، **مستندات برنامه سوم توسعه**، جلد ششم، پیوست شمارهٔ یک. تهران: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

۵- سهرابی، حمید، «**آموزش عالی و تقاضای نیروی انسانی مختصر در ایران**» مجله برنامه و بودجه، سال اول،

شماره ۳، صص۶۵-۴۰، ۱۳۷۵.

۶- فلیحی، نعمت، «**برآورد الگوهای عرضه و تقاضای نیروی کار در مناطق روستایی و بررسی میزان انعطاف پذیری بازار کار روستایی و شهری**» مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۰ و ۴۹، سال پنجم، صص ۹۰-۶۵، ۱۳۷۹.

۷- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵). **سرشماری نفوس و مسکن، نتایج تفصیلی استان خوزستان**، تهران، مرکز آمار ایران.

۸- نعمت پور، محمدعلی، «**بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری و پیش‌بینی آن در استان خوزستان**» اهواز، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان خوزستان، ۱۳۸۰.

8- Brisco, G. and R.Wilson. (1992). "**Forecasting Economic Activity Rates**," International Journal of Forecasting, Vol. 8, pp. 21-55.

9- Clark R. and R. Anker "**Labor Force Participation Rates of Older Persons: An International Comparison.**" International Labor Review, Vol. 129, No. 2, pp. 225-271.

10- Elhorst, J.P. (1996). «**A Regional Analysis of Labor Force Participation Rates Across the Member States of the European Union**» Regional studies, Vol. 30, No. 5, pp. 445-465.

11- Kottis, Atheana Perki. (1984).«**Shift Over Time and Regional Variations in Women's Labor Force Participation Rates in a Developing Economy: The Case of Greece**» Journal of Development Economic, No. 33, pp. 117-132.

12- Leoni, R., «**Labor Supply. (1994). Which Theory: A Critical Empirical Assessment**» Labor, No. 8, pp. 19-55.

13- Tanda, P. (1994). «**Marital Instability, Reproductive Behavior and Woman's Labor Force Participation Decisions**» Labor, Vol. 8, No.2, pp. 20-42.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی