

کاربرد مدل رگرسیون کلاس پنهان در مدل‌سازی عوامل مرتبط با مهاجرت‌های بین‌استانی در ایران

جمشید جمالی*، آوات فیضی**^۱

*کارشناس معاونت پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی مشهد

**گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان

تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۱/۱

چکیده: در مطالعه حاضر پدیده مهاجرت بین‌استانی در یک بازه زمانی ۴۰ ساله مورد بررسی قرار گرفته است و استان‌ها از لحاظ مهاجرپذیری یا مهاجرفرستی دسته‌بندی و علل مرتبط با مهاجرت-های بین‌استانی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون کلاس پنهان مورد ارزیابی قرار گرفته است. جامعه آماری پژوهش کلیه استان‌های ایران می‌باشند. اطلاعات مورد نیاز از منابع معتبر دولتی (مرکز آمار ایران، وزارت صنایع، وزارت جهاد کشاورزی) استخراج شده است. مدل رگرسیون کلاس پنهان استان‌های ایران را به دو رده مهاجرپذیر و مهاجرفرست رده‌بندی کرد. الگوی مهاجرت بین‌استانی در بازه زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ نشان داد که استان‌های تهران، اصفهان، قم، مازندران، بوشهر، سمنان و یزد رده استان‌های مهاجرپذیر را تشکیل می‌دهند. مهمترین عواملی که با میزان مهاجرت بین‌استانی در ارتباط بودند عبارتند از: میزان شهرنشینی، سطح تحصیلات، نسبت جنسی، بعد خانوار، ضریب توسعه یافتگی صنعتی و معدنی و نرخ بیکاری. نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند برای تدوین استراتژی‌های مناسب به منظور مدیریت پدیده مهاجرت و کاهش آثار سوء آن مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: مهاجر بین‌استانی، میزان خالص مهاجرت، رگرسیون کلاس پنهان

کد موضوع بندی ریاضی: ۶۲P۹۹ و ۶۲H۳۰

^۱ آدرس الکترونیکی نویسنده مسئول مقاله: آوات فیضی awat_feiz@hlth.mui.ac.ir

۱- مقدمه

مهاجرت و جابجایی مکانی انسانها، در رشته‌های گوناگون علوم انسانی، توجه پژوهش‌گران را به خود معطوف داشته است. به‌علت گستردگی مهاجرت در دنیای امروز، همه جوامع بشری به‌نحوی با چالش‌های مختلف این پدیده‌ی اجتماعی روبرو هستند. مهاجرت نه تنها امری تاثیرگذار بر رشد و تغییر ساختار جمعیت است بلکه انعکاس تغییراتی (تغییرات در فرهنگ، شرایط اقتصادی و اجتماعی و ساخت‌های سیاسی) است که در تار و پود جامعه اتفاق می‌افتد.

به دلیل ماهیت مهاجرت و اینکه پدیده‌ای بین رشته‌ای است، تعاریف متعددی از آن به عمل آمده و هرکس نسبت به حوزه تخصصی و زمینه کاری خویش، سعی نموده است آنرا تعریف نماید، دهخدا در فرهنگ لغت خود مهاجرت را "ترک دیار گفتن و در مکان دیگر اقامت کردن" معنی کرده است (دهخدا، ۱۳۵۲). در جمعیت‌شناسی، مهاجرت را تغییر محل اقامت فرد از یک نقطه به نقطه دیگر و یا جابجایی افراد یا گروه‌ها که متضمن تغییر دایمی یا نیمه دایمی محل سکونت است دانسته‌اند (زنجانی و علیزاده آهی، ۱۳۷۲ و پریسات، ۱۹۸۹). رولان پیرسا برای مهاجرت سه ویژگی وجود فاصله مکانی بین دو محل، دائمی یا طولانی بودن مدت اقامت در محل جدید و وجود فاصله در زمان انجام مهاجرت را در نظر گرفته است (زنجانی، ۱۳۸۰).

فراگیر بودن پدیده مهاجرت باعث انجام مطالعات گسترده‌ای پیرامون آن شده است و محققان براساس اهداف و دیدگاه‌های خود به بررسی این موضوع پرداخته‌اند و طبقه بندی‌های متفاوتی از آن بر حسب انواع مهاجرت، دوره‌های زمانی، مناطق یا کشورهای مبدا و مقصد، انگیزه‌های مهاجرت، نوع و طبقه افراد مهاجر و پیامدهای مثبت و منفی آن صورت گرفته است. در مطالعات صورت گرفته، افزایش سریع جمعیت شهرها، نبود امکانات شهری متناسب، ایجاد حاشیه نشینی، فقر و عدم توازن در دسترسی به امکانات بهداشتی از عمده‌ترین پیامدهای منفی ناشی از مهاجرت‌های بی‌رویه ذکر شده است (محمدی کرکانکی، ۱۳۷۶؛ مجاور حسینی ۱۳۷۶ و کلاته، ۱۳۷۸).

در سرشماری ۱۳۸۵ پیروی از خانوار-مهاجرت کل افراد یک خانوار بعد از مهاجرت یکی از افراد خانوار- (۵۵۸۹۵۰۹)، جستجوی کار (۱۰۶۳۰۳۵)، تحصیل (۱۰۴۰۷۶۷)، پایان خدمت وظیفه (۷۹۵۵۴۳)، انتقال شغلی (۶۲۳۶۰۳)، جستجوی کار بهتر (۶۰۹۷۹۱)، انجام خدمت وظیفه (۴۵۵۱۷۱) و پایان تحصیل (۱۵۸۹۵۱) به ترتیب مهم‌ترین علل مهاجرت را شامل می‌شدند. در طی دهه اخیر بیش از دوازده میلیون مهاجرت در کشور صورت گرفته است که کمتر از نیمی از این مهاجرت‌ها را مهاجرت‌های بین استانی تشکیل می‌دهند (مرکز آمار ایران،

۱۳۸۹). به علت هدفمند نبودن، مهاجرت‌های بی رویه باعث ایجاد چالش‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی، رفاهی و سیاسی در استان‌های مبدا و مقصد شده است.

علت‌یابی مهاجرت‌های بی‌رویه، تاکنون به یک نظریه جامع منجر نشده است و بررسی‌های انجام شده، هر یک جزیی از این پدیده را مورد بررسی قرار داده و کمتر توانسته است اصلی کلی را به اثبات برساند. در پژوهش‌های صورت گرفته در ایران مهاجرت‌های بین استانی کمتر مورد توجه واقع شده‌اند و معدود مطالعات صورت گرفته، مهاجرت‌های استانی را در تنها در یک استان مورد بررسی قرار داده است (خوشکلام، ۱۳۷۷؛ بیک محمدی، ۱۳۷۷؛ احمدی، ۱۳۷۷؛ آقایی، ۱۳۸۱؛ دریابانی، ۱۳۸۶؛ بیک محمدی و مختاری، ۱۳۸۲ و مولائی، ۱۳۸۱). در سطح بین‌المللی مطالعات متعددی پدیده مهاجرت را از دیدگاه‌های متفاوت مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند. سوئین و اسمیت بحث‌های مختلف پدیده مهاجرت را در کتاب‌های خود مورد بررسی قرار داده‌اند (سوئین، ۲۰۰۷؛ اسمیت و ادمونستون، ۱۹۹۸)؛ اما مطالعاتی که در خارج از کشور و تاکنون بویژه در داخل کشور برای بررسی علل مهاجرت صورت گرفته‌اند این پدیده را عمدتاً از دیدگاه توصیفی مورد بررسی قرار داده‌اند و به‌طور کلی مطالعات انجام شده کمتر مهاجرت بین استانی را بررسی نموده‌اند و از طرفی به‌ندرت از روش‌های آماری پیشرفته استفاده کرده‌اند. اکثر این مطالعات تأثیر متغیرهای اقتصادی (نرخ بیکاری، متوسط درآمد ماهیانه، تولید ناخالص داخلی، اختلاف درآمد روستا و شهر در یک استان و ...) بر مهاجرت را مورد بحث قرار داده‌اند (کشتکار، ۱۳۸۲؛ نوالهی، ۱۳۷۷؛ بیک محمدی و مغانی، ۱۳۸۲؛ فاینی، ۲۰۰۴؛ جدوب، ۲۰۰۴؛ فان، ۲۰۰۵؛ گرینود، ۱۹۹۷ و زو و پونست، ۲۰۰۳). مطالعات صورت گرفته در چین، ویتنام، هند و کانادا حاکی از افزایش میزان شهرنشینی در اثر مهاجرت و تأثیر متغیرهای اقتصادی، سطح تحصیلات و فاصله استان‌ها بر میزان مهاجرت می‌باشد (کورچان، ۱۹۷۰؛ پونست، ۲۰۰۶؛ پوهان و کاکس هید، ۲۰۱۰ و وینر و گاچیر، ۱۹۸۲).

در این مطالعه بر مبنای میزان موازنه مهاجرت بین استانی، براساس الگوهای مهاجرپذیری و مهاجرفرستی در یک بازه زمانی ۴۰ ساله (سال ۴۵ تا ۸۵) با استفاده از رگرسیون کلاس پنهان استان‌ها دسته‌بندی گردیده و عوامل تبیین‌کننده‌ی مهاجرت‌های بین استانی مدل‌بندی شده‌اند.

۲- مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر یک مطالعه توصیفی-تحلیلی با ماهیت اکتشافی می‌باشد که جامعه آماری مورد مطالعه آن کلیه استان‌های ایران می‌باشد و اطلاعات مورد نیاز برای تحلیل از منابع

معتبر دولتی از جمله وب سایت‌های مرکز آمار ایران، وزارت صنایع، وزارت جهاد کشاورزی، نشریات مرکز آمار و دیگر کتب موجود در مورد مهاجرت‌های استانی در ایران استخراج شده است (زنجان، ۱۳۸۰؛ مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹؛ معاونت برنامه‌ریزی، توسعه و فن‌آوری وزارت صنایع و معادن، ۱۳۸۷).

جهت بررسی الگوی مهاجرفرستی و مهاجرپذیری استان‌ها و ارزیابی عوامل تبیین‌کننده‌ی آن از مدل رگرسیون کلاس پنهان استفاده شده است. رگرسیون کلاس پنهان الگوی ارتباط و پاسخ به مجموعه‌ای از متغیرهای مشاهده شده گسسته یا پیوسته را ارزیابی و بر این اساس آزمودنی‌های (در اینجا استان‌ها) مشابه را در کلاس‌هایی پنهان رده‌بندی می‌نماید و از طریق دخالت دادن متغیرهای کمکی، کیفیت کلاس‌ها را بهبود داده و اثر این متغیرها را بر قرار گرفتن آزمودنی‌ها در کلاس‌های تشکیل شده مدل‌بندی می‌کند. مهم‌ترین ویژگی این مدل آن است که منجر به یک کلاس‌بندی عینی و واقعی بر مبنای الگوهای موجود در داده‌ها می‌شود (فورمن، ۱۹۹۲؛ دایتون و مک رییدی، ۱۹۸۸ و هوانگ و بندن-روچ، ۲۰۰۴).

در این مطالعه ارتباط متغیرهای تراکم جمعیت (نسبت جمعیت هر استان به مساحت استان)، بعد خانوار، رشد سالیانه، میزان شهرنشینی در هر استان، نسبت جنسی، مساحت زمین کشاورزی هر استان، ضریب توسعه‌یافتگی صنعتی و معدنی، سطح تحصیلات و نرخ بیکاری به‌عنوان متغیرهای مستقل با الگوی مهاجرت بین استانی در طی دوره مطالعه مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه از میانگین متغیرهای مستقل در سال‌های سرشماری استفاده شده است. در راستای ملاحظات نظری برای کاهش تعداد متغیرهای مستقل و دخیل نمودن مؤثرترین و کامل‌ترین آنها، براساس اهمیت متغیرهای سطح تحصیلات و نرخ بیکاری، با استفاده از تحلیل عاملی از نرخ بیکاری کل و نرخ بیکاری ۱۵ تا ۲۴ ساله‌ها یک عامل جدید و بر مبنای نرخ باسوادی و نسبت فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نیز یک عامل جدید که نقش متغیرهای مستقل را ایفا می‌کنند استخراج و مورد استفاده قرار گرفت.

استان‌ها را برحسب اینکه در هر سرشماری مهاجرپذیر یا مهاجرفرست بوده‌اند (با توجه به موازنه مهاجرت-جدول ۱) به‌صورت دوحالتی کدگذاری نموده و داده‌های دوحالتی یاد شده به‌عنوان داده‌های ورودی مدل مورد استفاده قرار گرفتند. علت دوحالتی کردن استان‌ها (مهاجرپذیر یا مهاجرفرست) بر مبنای موازنه‌های مهاجرتی این بود که رگرسیون کلاس پنهان برای متغیرهای اسمی در مقابل متغیرهای کمی دارای عملکرد مناسب‌تری است. مدل رگرسیون کلاس پنهان بر مبنای الگوی مهاجرت در طی چهار دوره سرشماری طبق رهیافت آماری که مبانی نظری آن در زیر ارائه شده است اقدام به کلاس‌بندی استان‌ها می‌نماید.

۳- مبانی نظری مدل

در راستای معرفی ساختار نظری مدل‌های رگرسیون کلاس پنهان، فرض کنید روی هر یک از اعضای نمونه مورد بررسی مثلاً آزمودنی i ام، برداری با M متغیر پاسخ مشاهده شده $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{iM})'$ بدست آمده باشد. در پژوهش حاضر آزمودنی‌ها استان‌ها و حجم نمونه مورد بررسی $n=26$ می‌باشد که روی هر یک چهار میزان موازنه مهاجرتی در مقاطع زمانی ده ساله (سرشماری‌ها) به‌عنوان متغیرهای مشاهده شده بدست آمده است. فرض می‌شود که Y_i ها باهم وابسته آماری هستند. ایده اصلی مدل رگرسیون کلاس پنهان این است که آزمودنی‌های مورد مطالعه با هم همبسته هستند و جوامع مورد مطالعه ترکیبی از J زیر جامعه می‌باشند که یکی از اهداف رگرسیون کلاس پنهان یافتن این زیر جوامع و برآورد حجم هر زیر جامعه (کلاس پنهان) است.

فرض کنید هر متغیر مشاهده شده مورد بررسی دارای K رسته ($K > 1$) و S_i نشان‌دهنده i امین زیر جامعه (کلاس پنهان) است. K_m تعداد رسته‌های متغیر مشاهده شده m ام می‌باشد و $S_i = 1, \dots, J$ ، $m = 1, \dots, M$ و $Y_{im} = 1, \dots, K_m$. حداکثر تعداد کلاس پنهان ممکن برابر است با $K_1 * K_2 * \dots * K_m * \dots * K_M$ که در آن K_m تعداد رسته‌های متغیر m ام می‌باشد. تابع چگالی Y_i در آنالیز کلاس پنهان به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p[Y_{i1} = y_{11}, \dots, Y_{iM} = y_M] = \sum_{j=1}^J \left\{ \eta_j \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^{K_m} p_{mkj}^{y_{mk}} \right\} \quad (1)$$

که در آن $p(S_i = j) = \eta_j$ احتمال عضویت هر آزمودنی در کلاس j ام و $p_{mkj}^{y_{mk}}$ احتمال انتخاب k امین رسته متغیر m ام به شرط حضور در کلاس j ام توسط آزمودنی می‌باشد. $y_{mk} = 1$ است اگر $y_m = k$ و در غیر این صورت مقدار آن صفر می‌باشد.

فورمن (۱۹۹۲) و هوانگ و همکاران (۲۰۰۴) تعمیمی از رگرسیون کلاس پنهان را ارائه نمودند که متغیرهای کمکی علاوه بر اثرگذاری بر کلاس‌ها، متغیرهای پاسخ مشاهده شده را نیز تحت تأثیر می‌گذارند. معادله این نوع رگرسیون کلاس پنهان به‌صورت زیر می‌باشد:

$$p[Y_{i1} = y_{11}, \dots, Y_{iM} = y_M | x_i, z_i] = \sum_{j=1}^J \left\{ \eta_j (x_i' \beta) \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^{K_m} p_{mkj}^{y_{mk}} \right\} \quad (2)$$

که در آن x بردار متغیرهای کمکی موثر بر کلاس‌بندی (متغیر پاسخ پنهان) و z بردار متغیرهای کمکی موثر بر متغیرهای پاسخ مشاهده شده می‌باشد. همچنین $\eta_j (x_i' \beta)$ و

$p^{y_{mk}}$ توابع پیوندی هستند که در چارچوب مدل‌های خطی تعمیم یافته تعریف می‌شوند. توابع پیوند گوناگونی می‌توانند برای این منظور مورد استفاده قرار گیرند. عمده‌ترین پیشنهاد، استفاده از تابع لجیت تعمیم یافته می‌باشد (اگرستی، ۲۰۱۰).

$$\log \left[\frac{\eta_j(x'_i \beta)}{\eta_j(x'_i \beta)} \right] = \beta_{\circ j} + \beta_{1j} x_{i1} + \dots + \beta_{pj} x_{ip} \quad i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J-1 \quad (۳)$$

$$\log \left[\frac{p^{y_{mk}}}{p^{m_{kj}}} \right] = \gamma_{mkj} + \alpha_{1mk} z_{im1} + \dots + \alpha_{Lmk} z_{imL} \quad m = 1, \dots, M; k = 1, \dots, (K_m - 1) \quad (۴)$$

برای انجام رگرسیون کلاس پنهان سه پذیره زیربنایی وجود دارد (فورمن، ۱۹۹۲ و دایتون و مک رییدی ۱۹۸۸):

۱- احتمال عضویت آزمودنی‌ها در کلاس پنهان تنها به متغیر کمکی x مربوط است و متغیر z تأثیری بر کلاس‌بندی آزمودنی‌ها ندارد.

$$p(S_i = j | x_i, z_i) = p(S_i = j | x_i)$$

۲- در داخل کلاس‌ها، متغیرهای مشاهده شده‌ی مورد بررسی از متغیرهای کمکی مستقل هستند.

$$p[Y_{i1} = y_1, \dots, Y_{iM} = y_M | S_i, x_i, z_i] = p[Y_{i1} = y_1, \dots, Y_{iM} = y_M | S_i, z_i]$$

۳- در داخل کلاس‌ها، متغیرهای پاسخ مشاهده شده مستقل از یکدیگرند (استقلال موضعی).^۱

$$p[Y_{i1} = y_1, \dots, Y_{iM} = y_M | S_i, z_i] = \prod_{m=1}^M p[Y_{im} = y_m | S_i, z_{im}]$$

۳-۱ شناسایی پذیری^۲

برای بررسی یکتا بودن پارامترها، شناسایی پذیری مدل باید ارزیابی گردد. بنابه تعریف، توزیع F_Y را برای پارامتر ϕ شناسایی‌پذیر گوئیم هرگاه یک X در همسایگی ϕ وجود داشته باشد بطوری‌که:

$$F_Y(y; \phi_0) = F_Y(y; \phi) \quad y \in U_Y \Leftrightarrow \phi = \phi_0 \quad \phi \in X \subset \Phi$$

^۱ Local independency

^۲ Identifiability

که در آن Φ فضای پارامتر و U_Y تکیه گاه Y می‌باشد.

به زبان ساده، شناسایی‌پذیری با این موضوع سروکار دارد که آیا برای هر یک از پارامترهای آزاد مدل یک مقدار یگانه از روی داده‌های مشاهده شده به دست می‌آید یا خیر؟ در مدل کلاس پنهان و تعمیم‌های ارائه شده بر آن، بیشتر بحث شناسایی‌پذیری بر روی شناسایی-پذیری موضعی متمرکز شده است. در عمل برای بررسی شناسایی‌پذیری مدل از چندین مجموعه مقادیر اولیه برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود. چنانچه مقادیر متفاوت اولیه در تابع درستنمایی ماکزیمم، منجر به برآورد مشابهی برای پارامترهای شود، مدل شناسایی‌پذیر خواهد بود (دایتون و مک رییدی، ۱۹۸۸).

۳-۲ برآورد پارامترها

برآورد پارامترها در مدل‌های کلاس پنهان معمولاً از طریق حداکثر درستنمایی انجام می‌شود. از آنجا که در مدل‌های رگرسیون کلاس پنهان با متغیرهای گسسته و حجم وسیع داده‌ها روبرو هستیم برای برآورد پارامترها معمولاً از روش‌های پیشرفته ریاضی و الگوریتم‌های خاص از جمله الگوریتم EM^1 استفاده می‌شود.

الگوریتم EM تابع درستنمایی داده‌های ناکامل را در یک فرایند تکراری بین مرحله ماکزیمم-سازی تابع درستنمایی داده‌های کامل (مرحله M) و جانیابی داده‌های ناکامل از طریق مدلی که پارامترهای آن در آخرین تکرار برآورد شده بودند (مرحله E)، ماکزیمم می‌کند. عضویت در کلاس‌های پنهان (S_i) به‌عنوان یک متغیر غیر قابل مشاهده، ساختار داده‌های ناکامل را در مدل رگرسیونی مد نظر شکل می‌دهد؛ در زیر به اختصار عملکرد این الگوریتم در برآورد پارامترهای مدل شرح داده می‌شود.

با فرض قابل مشاهده بودن S_i ، فرم لگاریتم تابع درستنمایی برای داده‌های کامل به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\log L_c(\phi, Y, S) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J \{S_{ij} [\log \eta_j(x_i' \beta)]\} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \sum_{k=1}^{K_m} \{S_{ij} Y_{imk} [\log p_{mkj}]\} \quad (5)$$

که در آن S_{ij} نشان‌دهنده عضویت i امین آزمودنی در j امین کلاس و Y_{imk} نشان‌دهنده k امین سطح متغیر m ام که توسط i امین آزمودنی پاسخ داده شده است. همچنین $\phi = (\gamma_{mj}, \alpha_m, \beta)$ پارامترهای مدل می‌باشند. تابع Q را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

¹ Expectation Maximization

$$Q(\phi | \phi') = E[\log L_c(\phi; Y, S | Y = y, \phi', x, z)]$$

این تابع، امید لگاریتم تابع درست‌نمایی به شرط داده‌های مشاهده شده y, x, z و برآوردهای بدست آمده پارامترها در مراحل قبلی یعنی (ϕ') می‌باشد. الگوریتم EM از ϕ^p به ϕ^{p+1} به صورت زیر است.

مرحله E : محاسبه $Q(\phi | \phi^p)$

$$Q(\phi | \phi^p) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J \{\theta_{ij}(\phi^p) [\log \eta_j(x_i' \beta)]\} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \sum_{k=1}^{K_m} \{\theta_{ij}(\phi^p) y_{imk} [\log p_{mkj}(\gamma_{mj} + z_{im}' \alpha_m)]\} \quad (6)$$

که در آن

$$\theta_{ij}(\phi^p) = E(S_{ij} | Y_i = y_i, \phi^p, x_i, z_i) = \frac{\eta_j(x_i' \beta^p) \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^{K_m} p_{mkj}^{y_{imk}} (\gamma_{mj}^p + z_{im}' \alpha_m^p)}{\sum_{l=1}^J \eta_l(x_i' \beta^p) \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^{K_m} p_{mkl}^{y_{imk}} (\gamma_{ml}^p + z_{im}' \alpha_m^p)} \quad (7)$$

احتمال پسین عضویت کلاسی به ازای ϕ^p می‌باشد.

مرحله M : یافتن مقادیری از پارامترهای مدل (ϕ) که $Q(\phi | \phi^p)$ را ماکزیمم می‌نمایند.

۳-۳ تعیین تعداد کلاس‌های پنهان (آزمون‌های برازندگی مدل)

تعیین تعداد کلاس‌های پنهان امری چالش برانگیز بین محققان می‌باشد. از همین رو ملاک‌های گوناگونی مطرح شده‌اند. رایج‌ترین روش این است که با نظر محقق تعداد کلاس‌ها تعیین می‌شود. سپس شاخص‌های نیکویی برازش مانند $AIC = -2LnL + 2p$ ، $AIC^3 = -LnL + 3p$ و $BIC = -2LnL + pLn(n)$ را برای تعداد کلاس‌های معین محاسبه می‌کنند و مدلی که مقادیر کمتر این شاخص‌ها را داشته باشد مناسب‌تر است.

بعد از تأیید رابطه هر یک از متغیرهای مستقل با متغیر پاسخ (در این جا کلاس‌های تشکیل شده از استان‌ها) در مدل رگرسیون برازش یافته، ضریب اتا (η^*) برای اندازه‌گیری شدت ارتباط بین متغیرهای مستقل و الگوی مهاجرت (متغیر پاسخ) مورد استفاده قرار گرفت. تفسیر ضریب اتا مانند ضریب تعیین (R^2) می‌باشد. در صورتی که مقدار ضریب کمتر از ۰/۰۶

باشد شدت ارتباط ضعیف، بین ۰/۰۶ تا ۰/۱۴ متوسط و بیش از ۰/۱۴ باشد شدت ارتباط بالا ارزیابی می‌شود (پیرس و همکاران، ۲۰۰۴).

در انتهای این بخش لازم به ذکر این نکته است که در این پژوهش به علت نبود اطلاعات مربوط به سرشماری‌های سال ۱۳۵۵ و ۱۳۶۵ برای سه استان خراسان رضوی، جنوبی و شمالی، اطلاعات آنها در قالب کلی استان خراسان در نظر گرفته شد و استان گلستان جزء استان مازندران و قزوین جزء استان تهران محسوب گردیدند.

جدول ۱: میزان خالص مهاجرت‌های استانی در انتهای مقاطع زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵

سال سرشماری				استان
۱۳۸۵	۱۳۷۵	۱۳۶۵	۱۳۵۵	
-۱۴۳۷۳۳	-۸۸۴۵۸	-۲۲۴۷۹۰	-۴۸۷۲۶۶	آذربایجان شرقی
-۲۶۸۱۹	-۱۳۹۷	-۱۳۸۱۴	-۲۴۷۰۶	آذربایجان غربی
-۵۵۳۹۲	-۳۹۵۵۶	.	.	اردبیل
۶۸۶۲۳	۷۱۰۷۳	۸۵۱۵۷	-۱۲۴۵۵۵	اصفهان
-۱۱۱۳۶	-۶۹۶۲	-۴۱۹۷	۹۴۱۲	ایلام
۱۵۵۸۰	-۳۸۹۳۷	۵۱۱۶۵	۱۴۵۲۲	بوشهر
۶۱۶۸۵۱	۳۵۰۳۸۳	۴۷۵۹۹۶	۱۴۵۶۰۷۲	تهران
-۱۶۹۳۳	-۳۲۴۹۹	-۱۰۰۴۱	-۶۲۳۹۰	چهارمحال و بختیاری
-۴۷۳۲	-۴۱۴۱	۱۱۶۹۰	-۱۵۹۳۴۹	خراسان
-۱۰۸۲۱۲	۶۱۳۴۹	-۲۶۷۶۴۴	۱۵۴۸۴۶	خوزستان
-۱۵۹۶۴	-۳۳۸۶۲	-۲۹۲۱۴	-۸۰۲۲۸	زنجان
۸۰۶۳	۱۷۶۸۲	۴۲۷۹	-۷۹۸۹۶	سمنان
-۷۱۳۳۲	-۱۴۵۹۲	-۲۰۳۲	-۶۴۳۰۹	سیستان و بلوچستان
-۳۳۸۴۶	-۲۴۸۶۳	۶۰۸۷۷	-۴۱۲۲۴	فارس
۲۳۴۰۶	۵۰۶۲۹	.	.	قم
-۵۸۸۸۹	-۳۷۱۴۵	-۳۵۲۲۱	-۱۳۵۸۹	کردستان
-۲۶۶۴۴	-۶۳۸۴	۵۴۸۶	-۲۷۰۸۳	کرمان
-۱۱۹۱۲۸	-۶۱۶۹۵	-۱۷۶۰۶	-۳۵۵۷۰	کرمانشاه
-۱۵۱۱۰	-۵۵۲۱	۷۱۲۸	-۵۳۲۴	کهگیلویه و بویراحمد
۲۴۶۸۰	-۱۷۷۷۲	-۳۰۷۷۲	-۱۷۱۰۶۰	گیلان
-۶۸۷۹۰	-۵۸۶۰۶	-۳۳۴۹۱	-۸۲۸۳۵	لرستان
۶۳۵۷۳	-۲۷۵۲۹	۲۱۰۳	۹۱۳۴۵	مازندران
۶۲۶۸	-۹۵۰۸	-۲۲۷۶۰	.	مرکزی
-۲۴۳	-۹۴۸۴	۳۲۸۶۶	۴۲۶۰	هرمزگان
-۸۹۵۰۴	-۴۴۳۵۶	-۵۰۹۳۳	-۲۰۲۴۷۶	همدان
۳۹۳۵۴	۱۲۱۵۱	۴۷۶۸	-۶۹۷۰۹	یزد

۴- یافته‌ها

یافته‌ها در دو بخش توصیفی و تحلیلی ارائه شده‌اند. در بخش نخست گزارش کلی اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه ارائه می‌گردد (جداول شماره ۱ و ۲). در بخش دوم، نتایج رده-بندی استان‌های ایران از لحاظ الگوی مهاجرت‌پذیری یا مهاجرت فرستی با استفاده از مدل رگرسیون کلاس پنهان و نحوه ارتباط متغیرهای مستقل با الگوهای مهاجرت (متغیر پاسخ-کلاس‌های استانی که بر اساس الگوی مهاجرت در دوره مورد مطالعه توسط مدل کلاس پنهان به دو کلاس مهاجرفرست و مهاجرپذیر دسته بندی شده‌اند) و شدت میزان ارتباط آنها را با متغیر پاسخ از طریق ضریب اتا ارائه شده است. در این مطالعه ۲۶ استان ایران مورد مطالعه قرار گرفتند، نتایج مربوط به موازنه مهاجرت‌های بین استانی در فاصله سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ برای هر یک از استان‌های مورد بررسی در فاصله دو سرشماری طبق جدول ۱ بوده است. اعداد مربوط به هر استان بیانگر تقاضا افراد وارد شده و خارج شده از آن استان بین هر دو سرشماری متوالی می‌باشند. اعداد منفی نشان دهنده بیشتر بودن افراد خارج شده نسبت به وارد شده می‌باشد.

جدول ۲ مقادیر میانگین مهم‌ترین متغیرهایی توضیحی (بر مبنای مطالعات پیشین بویژه مطالعات انجام شده در خارج از کشور در مورد مهاجرت‌های درون کشوری) که در مطالعه حاضر ارتباط آنها با الگوی مهاجرت بین استانی از طریق مدل رگرسیون کلاس پنهان ارزیابی شد را نشان می‌دهد.

در ادامه، نتایج برازش مدل رگرسیون کلاس پنهان برای رده‌بندی استان‌ها بر اساس الگوی مهاجرپذیری و مهاجرفرستی در طی دوره ۴۰ ساله مطالعه و اثر متغیرهای مستقل بر قرار گرفتن استان‌ها در رده‌های تشکیل شده (متغیر پاسخ) مورد اشاره قرار می‌گیرد. همانگونه که پیشتر اشاره شد در این تحلیل، براساس موازنه مهاجرت، وضعیت استان‌ها در هر سرشماری، بصورت یک متغیر دوحالتی (مهاجرفرست یا مهاجرپذیر) در نظر گرفته شد. استان‌های که موازنه مهاجرتی آنان منفی بود بعنوان استان مهاجرفرست و استان‌های که موازنه مهاجرتی آنان مثبت بود بعنوان استان مهاجرپذیر در نظر گرفته شدند.

جدول ۳ نتایج کلاس‌بندی استان‌ها بر مبنای الگوی مهاجرت در ۴ دهه‌ی مورد مطالعه را توسط مدل بکار رفته نشان می‌دهد. تفسیر و نام‌گذاری هر کلاس بر مبنای درصد‌های مهاجرت‌فرستی (یا مهاجرت‌پذیری) صورت می‌گیرد. برای مثال توجه شود که در کلاس یک در همه مقاطع احتمال‌های مهاجرفرستی نسبت به مهاجرپذیری بالاتر می‌باشد در حالی که این امر برای کلاس دو بر عکس می‌باشد و برای همه دوره‌ها (بجز مقطع ۴۵ تا ۵۵) درصد‌های مهاجرپذیری بالاتر است بر این اساس (ساختار کلاس‌های تشکیل شده بر حسب

موازنه مهاجرتی استان‌ها) کلاس اول که رده استان‌های مهاجر فرست را تشکیل می‌دهد ، قسمت اعظم استان‌های ایران را شامل می‌شود (۷۱/۳٪ استان‌ها- ردیف آخر جدول ۳).

جدول ۲: مقادیر میانگین متغیرهای مستقل در طی دوره مطالعه

استان	نسبت جمعیت*	تراکم جمعیت*	بُعد خانوار	نسبت شهرنشینی	نسبت جنسی	نرخ باسواد	نسبت فارغ التحصیلان دانشگاهی	نسبت شهروندان ارشد*
آذربایجان شرقی	۵/۳۳	۷۳	۴/۳۷	۶۳/۴۸	۱۰۳	۸۱/۵۶	۰/۱۲	۰/۰۸
آذربایجان غربی	۴/۱۲	۶۵/۶۷	۴/۸۴	۵۶/۳۶	۱۰۳	۷۷/۷۷	۰/۱۰	۰/۰۹
اردبیل	۱/۸۴	۶۴/۳۳	۴/۹۱	۵۳/۴۷	۱۰۱/۵	۸۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۱
اصفهان	۶/۵	۳۶/۶۷	۴/۰۷	۷۸/۸۱	۱۰۵/۵	۵۷/۵۳	۰/۱۴	۰/۱۲
ایلام	۰/۷۹	۲۳/۳۳	۵/۴۱	۵۶/۹۶	۱۰۴	۸۱/۹	۰/۱۳	۰/۱۶
بوشهر	۱/۲۵	۳۳	۵/۱۴	۵۹/۱۱	۱۰۷/۵	۸۶/۴۳	۰/۱۱	۰/۱۲
تهران	۱۹/۷۵	۳۱۳/۵	۴/۱۷	۷۵/۶۷	۱۰۴/۸	۸۸/۴۸	۰/۱۷	۰/۱۷
چهارمحال و بختیاری	۱/۲۵	۴۶	۴/۸۶	۴۸/۳۰	۱۰۱/۵	۵۲/۸۲	۰/۱۲	۰/۱۲
خراسان	۹/۹۸	۲۳/۲۲	۴/۴۱	۵۱/۶۵	۱۰۰/۷	۸۲/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۱
خوزستان	۶/۱۵	۵۵/۶۷	۵/۳۷	۶۴/۸۷	۱۰۴/۵	۸۳/۶۲	۰/۱	۰/۱۲
زنجان	۱/۴۴	۴۰/۳۳	۴/۶	۵۲/۸۱	۱۰۰/۵	۸۱/۷۲	۰/۱۲	۰/۱
سمنان	۰/۸۴	۵	۴/۰۲	۷۱/۵	۱۰۵/۵	۸۸/۶	۰/۱۷	۰/۱۴
سیستان و بلوچستان	۳/۱۴	۹/۶۷	۵/۵۱	۴۷/۸۶	۱۰۳	۸۶/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۲
فارس	۶/۲۶	۳۰/۶۷	۴/۶۵	۵۸/۹۲	۱۰۳	۸۶/۶۳	۰/۱۲	۰/۱۱
قم	۱/۴۵	۷۶/۶۷	۴/۴	۹۲/۵۴	۱۰۵	۸۶/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۳
کردستان	۲/۱۴	۴۴	۴/۶۷	۵۵/۹۲	۱۰۳/۵	۷۷/۴۷	۰/۰۸	۰/۱
کرمان	۳/۵۵	۱۱/۶۷	۴/۷	۵۵/۷۱	۱۰۳/۵	۸۲/۸۱	۰/۱۲	۰/۱۲
کرمانشاه	۲/۸۲	۶۸/۳۳	۴/۶۸	۶۴/۲۷	۱۰۵	۸۲/۱۳	۰/۱	۰/۱۱
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۱	۳۴/۳۳	۵/۴۳	۴۳/۴۴	۱۰۲/۵	۸۱/۶۸	۰/۱۳	۰/۱۷
گیلان	۳/۵۷	۱۵۹/۶۷	۳/۹۹	۵۰/۳۶	۹۹	۸۳/۱	۰/۱۲	۰/۱۱
لرستان	۲/۵۴	۵۵	۵	۵۶/۵۴	۱۰۴	۸۱/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۲
مازندران	۶/۵۷	۸۹/۵	۴/۴۷	۴۷/۳۹	۹۹/۵	۸۳/۵۵	۰/۱۵	۰/۱۱
مرکزی	۱/۹۹	۴۱/۶۷	۴/۱۲	۶۳/۰۳	۱۰۱/۵	۸۳/۹۱	۰/۱۳	۰/۱
هرمزگان	۱/۸۸	۱۵/۳۳	۵/۰۳	۴۴/۴۶	۱۰۶/۵	۸۲/۳۸	۰/۰۸	۰/۱۱
همدان	۲/۶۱	۸۴/۳۳	۴/۴۴	۵۲/۹۵	۱۰۱/۵	۸۲/۶۳	۰/۱	۰/۱
یزد	۱/۳۸	۶/۳۳	۴/۱۷	۷۶/۲۶	۱۰۷/۵	۸۸/۰۷	۰/۱۷	۰/۱۲

*در جدول فوق نسبت جمعیت برابر است جمعیت هر استان بخش بر جمعیت ایران ، تراکم جمعیت برابر است جمعیت هر استان بخش بر مساحت استان به کیلومتر مربع و منظور از شهروندان ارشد قانون‌گذاران، مقامات عالی رتبه ، مدیران و متخصصان می‌باشد.

جدول ۲(ادامه): مقادیر مقادیر میانگین متغیرهای مستقل در طی دوره مطالعه

استان	نرخ بیکاری در بین ۱۵-۲۴ ساله ها	نرخ بیکاری در بین ۲۴-۳۵ ساله ها	ضریب توسعه یافتگی صنعتی و معدنی	تعداد شاغلین در صنعت در ۱۰۰۰ نفر	تعداد شاغلین در بهداشت در ۱۰۰۰ نفر	مساحت زمینهای کشاورزی
آذربایجان شرقی	۷/۱	۱۴/۴	۰/۳۱	۷۵/۲۶	۶/۰۶	۱۳۱۹۷۱۳
آذربایجان غربی	۹/۶	۱۵/۸	۰/۱۳	۳۷/۵۱	۵/۳۵	۸۸۷۱۸۷
اردبیل	۱۱/۸	۲۲/۵	۰/۰۷	۲۹/۷۵	۶/۶۴	۷۳۱۱۶۷
اصفهان	۹/۶	۱۹/۵	۰/۵۹	۸۲/۷۴	۷/۷۵	۴۲۳۸۵۸
ایلام	۱۲/۷	۲۸/۴	۰/۰۴	۱۳/۲۷	۷/۰۵	۳۲۲۶۵۵
بوشهر	۹/۳	۱۸/۶	۰/۲۲	۲۹/۷۹	۷/۳	۳۴۸۶۴۱
تهران	۱۱/۳	۲۲/۴	۰/۵۸	۷۲/۸۸	۹/۹۹	۶۳۵۱۵۱
چهارمحال و بختیاری	۱۲/۴	۲۶/۷	۰/۰۷	۳۵/۲۶	۷/۳۸	۱۹۴۸۱۳
خراسان	۹/۵	۲۱/۶۷	۰/۱۴	۵۱/۳۳	۶/۴۵	۲۸۴۹۲۶۳
خوزستان	۱۱/۶	۲۷/۲	۰/۴۷	۳۱/۴۹	۶/۰۴	۱۲۶۶۱۲۳
زنجان	۸/۸	۱۸/۱	۰/۱۲	۶۵/۰۸	۷/۱۴	۷۳۷۹۹۷
سمنان	۸/۴	۲۰	۰/۱۸	۵۳/۳۵	۹/۲۵	۱۵۳۸۲۶
سیستان و بلوچستان	۱۲	۲۵/۸	۰/۰۴	۱۶۱/۶۱	۴/۲۶	۲۴۵۳۲۸
فارس	۱۱/۶	۲۵/۳	۰/۱۹	۳۱/۰۹	۷/۲	۱۲۵۴۵۱۱
قم	۱۰/۳	۱۸/۵	۰/۱۲	۷۰/۲۴	۵/۲۷	۸۰۶۶۲
کردستان	۹/۱	۱۹/۱	۰/۰۴	۲۳/۷۳	۵/۷۹	۹۴۰۶۰۹
کرمان	۱۱/۶	۲۷/۳	۰/۰۸	۲۴/۲۴	۶/۹۵	۶۶۷۶۳۳
کرمانشاه	۱۴/۷	۳۳/۶	۰/۳۵	۲۰/۳۵	۶/۵۶	۷۵۱۰۱۲
کهگیلویه و بویراحمد	۱۷/۶	۴۸/۵	۰/۰۲	۱۳/۳۸	۷/۴۸	۱۵۷۲۵۱
گیلان	۱۲/۱	۳۰/۹	۰/۱۴	۴۱/۵۹	۸/۷۵	۲۵۳۴۰۳
لرستان	۱۷/۵	۳۸/۱	۰/۰۵	۲۱/۴۶	۵/۱۶	۷۶۸۹۲۴
مازندران	۷/۷	۲۱/۳	۰/۱۱	۴۰/۳۱	۷/۷۵	۸۹۹۶۲۴
مرکزی	۱۰/۴	۲۴/۴	۰/۳۷	۶۳/۷۴	۶/۳۸	۶۷۰۸۵۲
هرمزگان	۹/۴	۲۳/۴	۰/۰۹	۲۱/۹۷	۶/۵۵	۱۲۹۱۴۷
همدان	۱۳/۹	۲۸	۰/۰۷	۳۸/۲۲	۶/۶۷	۸۴۴۵۸۰
یزد	۸/۷	۱۹/۳	۰/۲۸	۸۲/۳۱	۹/۳۹	۱۳۱۲۶۵

نتایج رده‌بندی پسین^۱ براساس مدل رگرسیون کلاس پنهان نشان داد که این کلاس شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، چهارمحال و بختیاری، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گیلان، لرستان،

^۱ Post stratification

مرکزی، همدان، هرمزگان، خوزستان، ایلام، خراسان می‌باشد. کلاس دوم (مشمول بر ۲۸/۷٪ استان‌ها) شامل استان‌های تهران، اصفهان، قم، سمنان، یزد، مازندران و بوشهر می‌باشد رده استان‌های مهاجرپذیر را تشکیل می‌دهد.

جدول ۳: ساختار کلاس‌های تشکیل شده و درصد استان‌های مهاجرفرست و مهاجرپذیر و نسبت استان‌های واقع در هر کلاس در هر سرشماری

سال سرشماری	پاسخ	کلاس ۱	کلاس ۲
۱۳۵۵	مهاجرفرست	۸۳/۹۲	۵۹/۵۸
	مهاجرپذیر	۱۶/۰۸	۴۰/۴۲
۱۳۶۵	مهاجرفرست	۷۲/۸۶	۶/۶۴
	مهاجرپذیر	۲۷/۱۴	۹۳/۳۶
۱۳۷۵	مهاجرفرست	۹۴/۴۹	۳۳/۳۲
	مهاجرپذیر	۵/۵۱	۶۶/۶۸
۱۳۸۵	مهاجرفرست	۸۸/۱۷	۸/۸۳
	مهاجرپذیر	۱۱/۸۳	۹۱/۱۷
حجم کلاس		۷۱/۲۹	۲۸/۷۱

مدل رگرسیون کلاس پنهان علاوه بر تعیین رده استان‌ها، امکان ارزیابی نحوه اثرگذاری متغیرهای مستقل بر قرار گرفتن استان‌ها در کلاس‌های تشکیل شده را نیز فراهم می‌کند. تفسیر ضرایب در رگرسیون کلاس پنهان همانند رگرسیون لجستیک می‌باشد و یکی از رده‌ها به عنوان رده مرجع انتخاب می‌شود (در این پژوهش رده استان‌های مهاجرفرست) و ضریب هر متغیر مستقل شانس قرار گرفتن آزمودنی‌ها در یک رده خاص را نسبت به رده مرجع بیان می‌کند. جدول ۵ تأثیر متغیرهای مستقل را بر قرار گرفتن استان‌ها در کلاس‌های تشکیل شده در قالب ضرایب رگرسیونی نشان می‌دهد.

مقدار عددی ضرایب (بر حسب نسبت بخت)، اثر افزایش یک واحد در متغیر مستقل بر قرار گرفتن استان‌ها در رده مهاجرپذیر به جای رده مهاجرفرست را بیان می‌نماید. به‌عنوان مثال افزایش یک واحدی در توسعه یافتگی صنعتی و معدنی (ارتقاء یک استان از توسعه نیافته به در حال توسعه یا ارتقاء یک استان از در حال توسعه به توسعه یافته) شانس قرار گرفتن یک استان را در رده استان‌های مهاجرپذیر ۱۷۰ درصد افزایش می‌دهد. براین اساس، بعد بالای خانوار، نرخ بالای بیکاری و کمتر توسعه یافته بودن استان‌های مهاجرفرست از عمده دلایل مهاجرت افراد از استان‌های مهاجرفرست می‌باشد.

جدول ۴: مقادیر متغیرهای موثر بر مهاجرت در هر کلاس

متغیر	استان‌های مهاجرپذیر	استان‌های مهاجرفرست
تراکم جمعیت	۷۹/۵۲	۴۹/۸
بعد خانوار	۴/۳۵	۴/۷۹
رشد سالیانه	۱/۹۹	۱/۶۲
میزان شهرنشینی	۷۱/۶۱	۵۴/۸۱
نسبت جنسی	۱۰۴/۹۶	۱۰۲/۷۲
ضریب توسعه یافتگی صنعتی و معدنی	۰/۳۷	۰/۱۵
نرخ بیکاری	۹/۳۳	۱۱/۷۶
نرخ بیکاری ۱۵ تا ۲۴ سالها	۱۹/۹۴	۲۶/۲۷
نرخ باسوادی	۸۶/۹۷	۸۱/۲۲
نسبت فارغ التحصیلان دانشگاهی	۰/۱۵	۰/۱۱
نسبت شهروندان ارشد	۰/۱۳	۰/۱۱
مساحت زمین‌های کشاورزی	۳۸۱۸۶۱	۷۸۹۰۶۱

جدول ۵: مقادیر ضرایب متغیرهای مستقل و آماره مربوطه در مدل رگرسیون کلاس پنهان

متغیرها	ضرایب	آماره آزمون	p-مقدار	نسبت بخت	ضریب اتا
تراکم جمعیت	۰/۰۰۳۷	۰/۹۴	۰/۳۳	۱	۰/۴۸
بعد خانوار	-۴۲۹۶۸	۴/۶۴	۰/۰۳۱**	۰/۰۱	۰/۱۹۲
رشد سالیانه	۱۲۳۸۲	۴/۰۳	۰/۰۴۵**	۳/۵۴	۰/۰۵۲
میزان شهرنشینی	۰/۱۸	۴/۶۶	۰/۰۳۱**	۱/۱۹	۰/۴۲
نسبت جنسی	۰/۹۶	۴/۵۵	۰/۰۳۳**	۲/۶	۰/۲۰۶
ضریب توسعه یافتگی صنعتی و معدنی (کدبندی)	۱	۶/۱	۰/۰۱۳**	۲/۷	۰/۱۸۴
نرخ بیکاری	-۰/۰۸	۳/۲۶	۰/۰۷۱*	۰/۹۲	۰/۱۶۲
سطح تحصیلات	۰/۵۲	۵/۵۶	۰/۰۱۸**	۱/۶۸	۰/۳۸۱
مساحت زمینهای کشاورزی	۰/۰۰۰۱	۲/۵۲	۰/۱۱	۱	۱
نسبت شهروندان ارشد	۶۴۶۰۶۷	۴/۵۸	۰/۰۳۲*	----	۰/۱۲۲

* معنی دار در سطح ۰.۱۰

** معنی دار در سطح ۰.۰۵

۵- بحث و نتیجه گیری

مهاجرت یکی از پدیده‌های جمعیتی، اقتصادی و اجتماعی است که می‌توان از دیدگاه‌های مختلف آن را بررسی نمود. مهاجرت استانی یکی از انواع مهاجرت می‌باشد که بررسی آن کمتر

مورد توجه محققان قرار گرفته است. مطالعه حاضر به بررسی مهاجرت‌های بین استانی در چهار دهه اخیر پرداخت و عوامل موثر بر مهاجرت بین استانی را ارزیابی نمود. بررسی ساختار کلاس-های تشکیل شده بر حسب موازنه مهاجرتی استان‌ها نشان داد که استان‌های ایران را می‌توان به دو رده مهاجرپذیر و مهاجرفرست رده‌بندی کرد. استان‌های تهران، اصفهان، قم، مازندران، بوشهر، سمنان و یزد رده استان‌های مهاجرپذیر را تشکیل می‌دهند.

استان تهران تنها استانی است که در ۴ دهه اخیر همواره استانی مهاجرپذیر بوده است. تهران به‌عنوان مرکز سیاسی کشور، بیشترین امکانات زیربنایی و تولیدی و تسهیلات اجتماعی و رفاهی را در خود جای داده است. سهم بالای این استان در امور آموزش عالی، بهداشت و درمان و صنعت، وجود فرصت‌های شغلی بیشتر، تمرکز ارگان‌های دولتی و سیاسی و ... دلایل مهم مهاجرپذیر بودن این استان می‌باشد (محمدی، ۱۳۷۶).

استان اصفهان با دارا بودن ظرفیت‌های صنعتی (وجود کارخانجات ذوب آهن، فولاد مبارکه، فولاد سپاهان و ...)، وجود سطح بالای اراضی زیر کشت و فعالیت‌های کشاورزی (به‌علت وجود زاینده رود) و وجود جاذبه‌های گردشگری و فرهنگی استانی مهاجرپذیر به‌شمار می‌رود. در بین استان‌های کشور، استان‌های خوزستان (مخصوصاً در سال‌های ۵۵ تا ۶۵ به‌علت جنگ تحمیلی)، چهارمحال و بختیاری و لرستان بیشترین سهم مهاجرفرستی به استان اصفهان را داشته‌اند (بیک محمدی، ۱۳۷۷؛ بیک محمدی و مختاری، ۱۳۸۲؛ مولائی، ۱۳۸۱). وجود بارگاه مقدس حضرت معصومه (س)، مسجد جمکران و حوزه علمیه در قم باعث جذب مهاجران از استان‌های مختلف کشور گردیده و این استان را به‌عنوان یک استان مهاجرپذیر در آورده است.

آب و هوای معتدل، وجود خاک حاصل‌خیز و فراوانی آب جهت فعالیت‌های کشاورزی و زراعی، وجود جاذبه‌های گردشگری و تفریحی (دریا، جنگل، کوه و ...) از جمله دلایل مهاجرپذیر بودن مازندران (استان مازندران و استان گلستان) می‌باشد (بردی و مرادنژاد، ۱۳۸۴). استان بوشهر با داشتن منابع عظیم نفتی (مخصوصاً در منطقه عسلویه) و وجود بندرگاه‌های بزرگ و دسترسی به آب‌های آزاد (از طریق خلیج فارس) علیرغم آب و هوای گرم و شرجی مهاجران زیادی را در خود جای داده است.

استان سمنان با داشتن زمین‌های کشاورزی فراوان (شهرستان‌های دامغان و شاهرود) و استان یزد با داشتن معادن غنی، از دیگر استان‌های مهاجرپذیر می‌باشند. میزان پذیرش مهاجران در این دو استان، از دیگر استان‌های مهاجرپذیر کمتر می‌باشد. هر چند وجود بارگاه مقدسی رضوی و کارخانجات متعدد مواد غذایی و صنعتی از خراسان رضوی استانی مهاجرپذیر ساخته است اما از آنجا که در این مطالعه استان خراسان بزرگ (خراسان رضوی،

شمالی و جنوبی) مورد بررسی قرار گرفته است این استان در زمره استان‌های مهاجرفرست رده بندی شده است. علت این امر را می‌توان مهاجرت گسترده افراد از استان‌های خراسان شمالی و جنوبی به خراسان رضوی (مهاجرت درون استان) دانست. بازگشت جمعیت در مناطق جنگ زده استان خوزستان و بازسازی این استان باعث مهاجرپذیری این استان در بین سال‌های ۷۵-۱۳۶۵ شده است.

در ارزیابی و تعیین عوامل مؤثر بر میزان مهاجرت بین استانی مشخص شد مهمترین اثر مهاجرت (بر مبنای تفسیر ضریب اتا) توسعه شهرنشینی و افزایش جمعیت شهرنشین است. افزایش بدون برنامه جمعیت شهرنشین و توسعه شهرنشینی پیامدهای منفی بسیار زیادی از جمله پیدایش و رشد حاشیه‌نشینی نیز به دنبال خواهد داشت. رشد و گسترش بی‌رویه جمعیت شهرها موجب افزایش نسبت مسکن ناسالم، تراکم بیش از حد نفرات در واحد مسکونی، بالا رفتن تنش‌ها و برخوردهای اجتماعی و انواع آلودگی‌های زیست محیطی گردیده است. نتایج مطالعات قبلی نیز نشان دهنده افزایش جمعیت شهرنشین در اثر مهاجرت می‌باشد (بیک محمدی، ۱۳۸۰؛ ابراهیم زاده، ۱۳۸۶ و علیزاده، ۱۳۷۳).

متغیر سطح تحصیلات یک متغیر تاثیرگذار بر میزان مهاجرت می‌باشد. سهم بالای استان‌های مهاجرپذیر در امور آموزش عالی و وجود فرصت‌های شغلی بیشتر برای افراد با تحصیلات بالا در این استان‌ها از عوامل تاثیرگذار بر میزان مهاجرت می‌باشد. نتایج مطالعات پیشین نیز موید بالاتر بودن سطح تحصیلات در استان‌های مهاجرپذیر می‌باشد (ینگر، ۱۹۹۹؛ باو و همکاران، ۲۰۰۹).

در مطالعه حاضر تاثیر نسبت شهروندان ارشد بر میزان مهاجرت معنی‌دار گردید؛ مطالعات پیشین نیز تاثیر بالا بودن نسبت شهروندان ارشد در افزایش میزان مهاجرت پذیری نشان داده شده است (ینگر، ۱۹۹۹).

از دیگر آثار پدیده مهاجرت افزایش نسبت جنسی در استان‌های مهاجرپذیر است. از آنجا که اکثر مهاجران مرد می‌باشند. این امر می‌تواند باعث ایجاد مشکلات اجتماعی (در امر ازدواج، امنیت و ...) در استان‌های مبدا و مقصد شود.

بالا بودن بعد خانوار در استان‌های مهاجرفرست نسبت به استان‌های مهاجرپذیر از دیگر متغیرهای مؤثر بر میزان مهاجرت بین استانی است. نتایج این مطالعه نشان داد که یکی از دلایل مهم افزایش رشد سالیانه استان‌های مهاجرپذیر مسئله مهاجرت می‌باشد که در مطالعات قبلی تاثیر این عامل به اثبات رسیده است (زنجانی، ۱۳۸۰؛ کلاته، ۱۳۷۸).

وجود کارخانجات بزرگ صنعتی و توسعه یافته بودن استان‌های مهاجرپذیر و بالا بودن نرخ بیکاری در استان‌های مهاجرفرست از دیگر عوامل مؤثر بر میزان مهاجرت است. چشم انداز

وضعیت اقتصادی بهتر در استان‌های مقصد از علل مهم مهاجرت به شمار می‌آید. پیش از این مطالعات گسترده نقش متغیرهای اقتصادی بر میزان مهاجرت را اثبات کرده است (قره باغیان، ۱۳۷۷؛ فانین، ۲۰۰۴، جدوب، ۲۰۰۴؛ فان، ۲۰۰۵؛ گرینود، ۱۹۹۷؛ زو و پونست، ۲۰۰۳؛ کورچن، ۱۹۷۰؛ پونست، ۲۰۰۶؛ پوهان و کاکس هید، ۲۰۱۰؛ دهار، ۱۹۸۴ و وینر و گاچیر، ۱۹۸۲).

هرچند در مطالعه حاضر تصویر روشنی از تاثیر مساحت زمین‌های کشاورزی بر میزان مهاجرت ارائه نگردید و این متغیر از لحاظ آماری معنی‌دار نشد اما مطالعات قبلی نشان داده است که افزایش تولید بخش کشاورزی، افزایش زمین‌های زیر کشت، افزایش بهره‌وری و افزایش سرمایه انسانی در بخش کشاورزی موجب کاهش مهاجرت می‌شود. برای کاهش یک درصدی در مهاجرت باید تولید کل بخش کشاورزی ۲۲/۸ درصد افزایش یابد (کریمی و عابدی، ۱۳۸۶).

مهاجرت‌های بی‌رویه بین استانی باعث ایجاد مشکلات متعددی در استان‌های مبدا و مقصد می‌شود. نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در جهت تدوین استراتژی‌های مدیریتی این پدیده اجتماعی و کاهش آثار سوء آن مورد استفاده قرار گیرد.

مراجع

- ابراهیم زاده، عیسی (۱۳۸۶). مهاجرت و شهرنشینی؛ علل و پیامدها، اطلاعات سیاسی اقتصادی، شماره‌ی ۳۳۳-۳۳۴، صص ۱۷۱-۱۵۸.
- احمدی، سیروس (۱۳۷۷). بررسی مهاجرت‌های بین استانی در استان اصفهان، فصلنامه فرهنگ اصفهان، شماره‌ی ۶ و ۷، صص ۸۱-۷۰.
- آقایی، سید داوود (۱۳۸۱). تصویری از مهاجرت در استان خوزستان در دهه‌ی ۱۳۶۵-۱۳۷۵ و موضوع مهاجرت بازگشتی، مجله‌ی جامعه‌شناسی ایران، دوره‌ی ۴، شماره‌ی ۱، صص ۸۹-۷۹.
- بردی، آنا؛ مراد نژاد، رحیم (۱۳۸۴). بررسی تحولات جمعیتی شهرهای استان گلستان (۱۳۷۵-۱۳۳۵)، نشریه جمعیت، شماره‌ی ۵۲-۵۱، صص ۶۲-۴۹.
- بیک محمدی، حسن (۱۳۷۷). روند مهاجرت در استان اصفهان، مجله دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره‌ی ۱۵، صص ۱۰۰-۸۱.
- بیگ محمدی، حسن (۱۳۸۰). فرهنگ شهرنشینی و توسعه پایدار، مجله علوم انسانی دانشگاه سیستان و بلوچستان، ویژه نامه جغرافیا و توسعه، شماره‌ی ۱۳.

- بیک محمدی، حسن؛ مختاری ملک آبادی، رضا (۱۳۸۲). تحلیلی جغرافیایی بر روند مهاجرت در استان خوزستان، فصلنامه جغرافیا و توسعه، دوره ۱، شماره ۲، صص ۳۶-۲۱.
- بیک محمدی، حسن؛ مغانی، بهنام (۱۳۸۲). تحلیلی بر روند مهاجرت در استان فارس، نشریه جمعیت، شماره ۴۴-۴۳، صص ۹۴-۷۹.
- خوشکلام خسروشاهی، پرویز (۱۳۷۷). علل اقتصادی مهاجرت به استان تهران طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۷۵: مقایسه بین دوره ۱۳۵۵ و ۱۳۶۵-۱۳۷۵، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- دریاباری، سیدجمال الدین (۱۳۸۶). بررسی پدیده مهاجرت و بازگشت جمعیت در مناطق جنگ زده استان خوزستان، فصلنامه جمعیت شماره ۶۲-۶۱، صص ۱۶-۱.
- دهخدا، علی اکبر (۱۳۵۲). لغت نامه دهخدا، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، تهران.
- زنجانی، حبیب الله (۱۳۸۰). مهاجرت، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها، تهران.
- زنجانی، حبیب الله؛ زرین تاج، علیزاده آهی (۱۳۷۲). مهاجرت، مطالعات جمعیت، شماره ۲۸.
- علیزاده، محمد و همکاران (۱۳۷۳). مهاجرت و شهرنشینی در ایران، سازمان برنامه و بودجه، تهران.
- قره باغیان، مرتضی (۱۳۷۷). بررسی برخی از علل اقتصادی موثر در مهاجرت نیروی کار، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
- کریمی هسنیجه، حسین؛ عابدی، علیرضا (۱۳۸۶). مهاجرت و تغییر در بهره‌وری بخش کشاورزی، کتابچه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، کد مقاله در کنفرانس PD177، صص ۱۷-۱.
- کشتکار، مرتضی (۱۳۸۱). مهاجرت بین استانی و باز - توزیع جمعیت در ایران طی سال‌های ۱۳۶۵-۷۵، فصلنامه جمعیت، شماره ۴۲، صص ۳۴-۲۱.
- کلاته، محمد (۱۳۷۸). توسعه نابرابری و مهاجرت: شاخص‌های اقتصادی - اجتماعی و جمعیتی توسعه و ارتباط آن با مهاجرت‌های بین استانی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، گروه جمعیت شناسی دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران، تهران.
- مجاور حسینی، فرشید؛ حق ویردی، معصومه (۱۳۷۸). مهاجرت، بیکاری و سیاست‌های اشتغال زایی دولت، مجله برنامه و بودجه، شماره ۴۵، صص ۲۹-۳.

محمدی کرکانکی، قربانعلی (۱۳۷۶). مهاجرت مهمترین مشکل استان تهران، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۲، صص ۳۹-۵۹.

معاونت برنامه ریزی، توسعه و فن آوری وزارت صنایع و معادن (۱۳۸۷). رده بندی استان‌های کشور از نظر توسعه یافتگی صنعتی و معدنی در سال ۱۳۸۶، انتشارات دفتر برنامه ریزی گروه مطالعات توسعه، تهران.

مولائی، محمدعلی (۱۳۸۱). عوامل موثر در فرآیند مهاجرت بین استانی در ایران، ماهنامه اطلاعات سیاسی - اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۷-۸ (پیاپی ۱۷۶)، صص ۱۳۱-۱۲۶.

نوراللهی، طه (۱۳۷۷). مهاجرت داخلی در ایران طی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۶۵، فصلنامه جمعیت، شماره ۲۳-۲۴، صص ۱-۱۳.

وب سایت مرکز آمار ایران (۱۳۸۹). نتایج و داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن. نشانی سایت: <http://www.sci.org.ir>

Agresti, A. (2010). *Analysis of ordinal categorical data*, New York: John Wiley & Sons.

Bao, S., Bodvarsson, Ö.B., Hou, J.W. and Zhao, Y. (2009). The deregulation of people flows in china: did the structure of migration change? In: The ASSA conference, San Francisco, January 3.

Courchene, T.J. (1970). Interprovincial migration and economic adjustment. *The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'Economique* 3(4): 550-576.

Dayton, C.M. and G.B. Macready (1988). Concomitant-variable latent-class models. *Journal of the American Statistical Association* 83: 173-178.

Dhar, S. (1984). Inter-state and within-state migration in India. Contractual Arrangements, Employment and Wages in Rural Labor Markets in Asia. H.P. Binswanger and M.R. Rosenzweig, Economic Growth Center, Yale University: 281-304.

Fan, C.C. (2005). Modeling interprovincial migration in China, 1985-2000. *Eurasian Geography and Economics* 46(3): 165-184.

Finnie, R. (2004). Who moves? A logit model analysis of inter-provincial migration in Canada. *Applied Economics* 36(16): 1759-1779.

Formann, A.K. (1992). Linear logistic latent class analysis for polytomous data. *Journal of the American Statistical Association*: 87: 476-486.

Greenwood, M.J. (1997). Internal migration in developed countries. *Handbook of population and family economics* 1: 647-720.

- Huang, G.H. and Bandeen-Roche, K. (2004). "Building an identifiable latent class model with covariate effects on underlying and measured variables. *Psychometrika* 69(1): 5-32.
- Jedwab, J. (2004). Inter-provincial Migration: Quebec Scores First Winning Year in Three Decades Association for Canadian Studies. Manuscript, available in: <http://www.acs-aec.ca/pdf/polls/mobility.pdf>
- Nguyen-Hoang P and McPeak J. (2010). Leaving or Staying: Inter-Provincial Migration in Vietnam. *Asia and Pacific Migration Journal* 19(4): 473-500.
- Phan, D. and Coxhead, I. (2010). Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition. *Journal of Development Economics* 91(1): 100-112.
- Pierce, C.A., Block, R.A. and Aguinis, H. (2004). Cautionary note on reporting eta-squared values from multifactor ANOVA designs. *Educational and psychological measurement* 64(6): 916-924.
- Poncet, S. (2006). Provincial migration dynamics in China: Borders, costs and economic motivations. *Journal of Regional Science and Urban Economics* 36(3): 385-398.
- Pressat, R. (1989). *The Dictionary of Demography*. London: Blackwell.
- Smith, J.P. and Edmonston, B. (1998). The immigration debate: studies on the economic, demographic, and fiscal effects of immigration, Washington DC: National Academies Press.
- Swain, C.M. (2007). *Debating immigration*. London: Cambridge University Press.
- Winer, S.L. and Gauthier, D. (1982). Internal migration and fiscal structure: An econometric study of the determinants of interprovincial migration in Canada, Ottawa: Minister of Supply and Services Canada.
- Zho, N. and Poncet, S. (2003). Provincial Migration dynamics in chin: borders, centripetal forces and trade. The 43rd European congress of the regional science association. Finland, August 27-30.

Application of Latent Class Regression Model for Modeling Factors Associated with Inter-Province Immigrations

Jamshid Jamali*, Avat Feizi**

*Mashhad university of Medical Sciences, Mashhad, Iran

**Department of Biostatistics and Epidemiology, Isfahan university of Medical Sciences, Isfahan Iran

Abstract

In the present research, inter-provinces immigration and its determinants in a 40 years period in Iran was investigated, using the latent class regression. The analyzed data were extracted from reliable governmental resources (Iran statistical center, ministry of industry and mining and ministry of agriculture). According to obtained results, Iran's provinces were classified in two migrator and immigrator categories. The pattern of immigration during 1345 to 1385 showed that the Tehran, Isfahan, Qom, Mazandaran, Boushehr, Semnan and Yazd provinces were immigrator. The most important related predictors were: civilization level, level of education, sex ratio, family dimension, Industrial development coefficient, unemployment rate. Accordingly, the obtained results in this study can be used for developing suitable strategy in order to managing immigration and diminishing its side effects.

Keywords: Immigration, Inter-province immigration, Net immigration rate, Latent class regression.

Mathematics Subject Classification (2000): 62P99, 62H30