

گزارش طرح پژوهشی

# برآورد کوچک ناحیه‌ای در طرح آمارگیری نیروی کار

مجری طرح:

دکتر نادر نعمت‌الهی

مشاور طرح:

دکتر حمیدرضا نواب‌پور

همکاران:

علی رحیمی

محمد رضا ریحانی

آسیه عباسی

نریمان یوسفی



پژوهشکده‌ی آمار

گروه پژوهشی طرح‌های فنی و روش‌های آمار

پاییز ۱۳۹۲



به نام خداوند جان و خرد

## پیش‌گفتار

آمارهای نیروی کار با توجه به نقش بالقوه‌ی آن‌ها در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها از اهمیت بالایی برخوردارند. این آمارها اغلب بر اساس تعریف‌ها و استانداردهای بین‌المللی و با محاسبه‌ی شاخص‌های شناخته‌شده به دست می‌آیند. رایج‌ترین منبع اطلاعاتی که برای برآورد شاخص‌های نیروی کار مورد استفاده قرار می‌گیرد اطلاعات حاصل از آمارگیری‌های نمونه‌ای است، که به دلیل اهمیت موضوع، در اغلب کشورها به صورت یک آمارگیری مستمر در دوره‌های زمانی متوالی اجرا می‌شود. طراحی آمارگیری‌های نیروی کار معمولاً به گونه‌ای صورت می‌گیرد که برآوردهای حاصل از اجرای آن در سطح کل کشور و استان‌ها یا ایالت‌های مختلف بهینه باشند و خطاهای نسبی برآوردها از مقدار تعیین‌شده‌ای بیشتر نباشند.

آمارگیری نیروی کار ایران که از سال ۱۳۸۴ با طراحی جدید به صورت فصلی اجرا می‌شود برآوردهای قابل اعتمادی در سطح کل کشور و استان‌ها ارائه می‌کند اما برای برنامه‌ریزی‌های بهتر و اجرای سیاست‌های مناسب‌تر توسط برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران، برآورد شاخص‌های نیروی کار در سطح مناطق جغرافیایی کوچکتر از جمله شهرستان‌ها نیز مورد نیاز است. از آنجایی که آمارگیری نیروی کار ایران برای محاسبه‌ی برآوردهای مورد نظر در سطح کل کشور و استان‌ها بهینه شده است، به کارگیری روش‌های برآورد معمول برای محاسبه‌ی برآوردهای نیروی کار در سطح شهرستان به دلیل نبود تعداد نمونه‌ی کافی در برخی شهرستان‌ها منطقی نیست. در چنین شرایطی استفاده از روش‌های برآورد کوچک‌ناحیه‌ای یکی از راهکارهایی است که امکان محاسبه‌ی برآوردهای مورد نظر با سطح درستی مطلوب را برای مناطق جغرافیایی یا زیرجمعه‌های کوچک فراهم می‌آورد.

پژوهشکده‌ی آمار با توجه به رسالت خود در زمینه‌ی اجرای طرح‌های پژوهشی با هدف افزایش کیفیت آمارها، اجرای طرح پژوهشی «برآورد کوچک ناحیه‌ای در طرح آمارگیری نیروی کار» را در دستور کار خود قرار داد، که اجرای آن از تیر ۱۳۹۰ آغاز شد و گزارش نهایی آن اکنون در دسترس علاقه‌مندان قرار گرفته است. این پژوهش در گروه پژوهشی طرح‌های فنی و روش‌های آماری پژوهشکده‌ی آمار با همکاری آقای دکتر نادر نعمت‌الهی، مجری طرح، آقای دکتر حمیدرضا نواب‌پور، مشاور طرح و آقای علی رحیمی، آقای محمدرضا ریحانی، خانم آسیه عباسی و آقای نریمان یوسفی به‌عنوان همکاران اصلی طرح پژوهشی به انجام رسیده است، که بدین وسیله از ایشان، صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود.

گروه پژوهشی طرح‌های فنی و روش‌های آمار  
پژوهشکده‌ی آمار

# فهرست

## فصل اول: کلیات

- ۱-۱ مقدمه ..... ۱
- ۲-۱ پیشینه‌ی تحقیق ..... ۳
- ۳-۱ برآوردهای کوچک ناحیه‌ای ..... ۵
- ۱-۳-۱ مدل‌های کوچک ناحیه‌ای ..... ۶
- ۴-۱ تجربه‌ی چند کشور در استفاده از برآوردهای کوچک ناحیه‌ای ..... ۱۲
- ۵-۱ طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران ..... ۱۹
- ۶-۱ تعریف مفاهیم ..... ۲۱
- ۷-۱ هدف‌های تحقیق ..... ۲۵
- ۸-۱ چشم‌انداز ..... ۲۶

## فصل دوم: برآورد نرخ بیکاری با استفاده از مدل آمیخته‌ی لجیتی چندجمله‌ای

- ۱-۲ مقدمه ..... ۲۹
- ۲-۲ معرفی داده‌ها ..... ۳۳
- ۳-۲ مشخصات مدل ..... ۳۳
- ۴-۲ برازش مدل ..... ۴۰
- ۵-۲ تشخیص مدل ..... ۴۳
- ۶-۲ برآورد کوچک ناحیه‌ای مشخصه‌های نیروی کار ..... ۴۷
- ۷-۲ میانگین توان دوم خطا ..... ۵۰

۸-۲ مطالعه‌ی شبیه‌سازی ..... ۵۴

۹-۲ نتیجه‌گیری ..... ۵۸

### فصل سوم: برآورد نرخ بیکاری با استفاده از مدل بیز سلسله‌مراتبی

۱-۳ مقدمه ..... ۶۱

۲-۳ مدل مقطعی و سری زمانی ..... ۶۳

۳-۳ تحلیل بیز سلسله‌مراتبی ..... ۶۶

۱-۳-۳ مدل بیز سلسله‌مراتبی ..... ۶۶

۲-۳-۳ روش نمونه‌گیری گیزی ..... ۶۷

۳-۳-۳ برآورد پسینی ..... ۶۸

۴-۳ کاربرد در طرح نیروی کار کانادا ..... ۶۹

۱-۴-۳ توصیف داده‌ها ..... ۶۹

۲-۴-۳ مدل‌گزینی ..... ۷۲

۳-۴-۳ آزمون برازش مدل ..... ۷۳

۴-۴-۳ برآورد ..... ۷۵

۵-۳ مدل ربطی لگ-خطی ..... ۷۷

۱-۵-۳ واریانس نمونه‌گیری ..... ۷۸

۱-۱-۵-۳ رویکرد مدل‌بندی CVهای برابر ..... ۷۸

۲-۱-۵-۳ رویکرد مدل‌بندی اثرهای طرحی برابر ..... ۷۹

۲-۵-۳ مدل بیز سلسله‌مراتبی یکپارچه ..... ۷۹

۳-۵-۳ استنباط نمونه‌گیری گیزی ..... ۸۱

۴-۵-۳ کاربرد در داده‌های نیروی کار کانادا ..... ۸۲

۵-۵-۳ برازش مدل با استفاده از توزیع پیش‌گوی پسینی ..... ۸۴

۳-۵-۶ تشخیص اریبی با استفاده از تحلیل رگرسیونی ..... ۸۴

۳-۶ نتیجه‌گیری ..... ۸۵

## فصل چهارم: برآورد نرخ بیکاری شهرستان‌ها با استفاده از طرح آمارگیری از نیروی کار در ایران

۴-۱ مقدمه ..... ۸۷

۴-۲ امکان‌سنجی استفاده از مدل‌های کوچک<sup>۱</sup> ناحیه‌ای ..... ۸۸

۴-۲-۱ برآوردگر مستقیم ..... ۸۹

۴-۲-۲ برآوردگر هم‌گذاشتی ..... ۹۱

۴-۲-۳ برآوردگر ترکیبی ..... ۹۳

۴-۲-۴ مدل لوجیتی چندجمله‌ای با اثرهای تصادفی ..... ۹۳

۴-۲-۵ مدل بیز سلسله‌مراتبی ..... ۹۳

۴-۳ مطالعه‌ی شبیه‌سازی ..... ۹۳

۴-۳-۱ معیارهای مقایسه ..... ۹۵

۴-۳-۲ یافته‌های مطالعه‌ی شبیه‌سازی ..... ۹۶

۴-۴ برآورد نرخ بیکاری شهرستان‌های استان خوزستان در پاییز ۱۳۸۵ با استفاده از مدل بیز سلسله‌مراتبی ..... ۱۰۸

۴-۵ نتیجه‌گیری ..... ۱۱۰

۴-۶ پیش‌نهادها ..... ۱۱۱

مرجع‌ها ..... ۱۱۳

واژه‌نامه‌ی فارسی به انگلیسی ..... ۱۱۹

پیوست‌ها ..... ۱۲۵





# فهرست جدول‌ها

- جدول ۱-۲ شرح متغیرها در فایل داده‌های نیروی کار انگلستان سال ۲۰۰۰ ..... ۳۴
- جدول ۲-۲ نتیجه‌های برازش مدل ..... ۴۲
- جدول ۳-۲ نتیجه‌های برازش مدل‌های (۲-۵) و (۲-۶) ..... ۴۶
- جدول ۱-۴ تعداد خوشه‌های نمونه در طرح آمارگیری از نیروی کار در استان‌های آذربایجان شرقی، خوزستان و فارس ۸۹
- جدول ۲-۴ برآورد مستقیم نرخ بیکاری شهرستان‌های استان خوزستان و ضریب تغییرات آن‌ها ..... ۹۰
- جدول ۳-۴ برآورد تعداد بیکارها در شهرستان‌های استان خوزستان و ضریب تغییرات آن‌ها به روش هم‌گذاشتی ..... ۹۲
- جدول ۴-۴ برآورد کارایی نسبی مجانبی برآورد به روش مقطعی-سری زمانی نسبت به برآورد مستقیم ..... ۹۷
- جدول ۵-۴ برآورد کارایی نسبی مجانبی برآورد به روش بیز سلسله‌مراتبی ساده نسبت به مستقیم ..... ۱۰۰
- جدول ۶-۴ برآورد کارایی نسبی مجانبی برآورد به روش مقطعی-سری زمانی نسبت به بیز سلسله‌مراتبی ساده ..... ۱۰۳
- جدول ۷-۴ برآورد قدرمطلق آریبی نسبی در دو روش بیز سلسله‌مراتبی ساده و مقطعی-سری زمانی ..... ۱۰۶
- جدول ۸-۴ برآورد نرخ بیکاری و ضریب تغییرات به دو روش بیز سلسله‌مراتبی ساده و مستقیم ..... ۱۱۰



# فهرست شکل‌ها

- شکل ۱-۲ (\*) میانگین نسبت شاغلان و (O) بیکاران روی (A) GOR، (ب) SEXAGE و (پ) رده‌های  
۳۵.....CLUSTER
- شکل ۲-۲ لوجیت (A) بیکاران و (ب) شاغلان در مقابل لگاریتم (REG.UNEMPLOYED).....  
۳۶.....
- شکل ۳-۲ SAMP.EMPLOYED در مقابل SAMP.UNEMPLOYED.....  
۳۷.....
- شکل ۴-۲ (O) بیکاران/شاغلان و (\*) غیرفعالان/فعالان در هر ناحیه.....  
۳۸.....
- شکل ۵-۲ مانده‌ها در مقابل مقادیرهای پیش‌گویی شده برای شاغلان.....  
۴۳.....
- شکل ۶-۲ مانده‌ها در مقابل مقادیرهای پیش‌گویی شده برای بیکاران.....  
۴۴.....
- شکل ۷-۲ برآوردهای مدل مبنای مجموع (الف) بیکاران (ب) شاغلان در مقابل برآوردهای مستقیم متناظر برای هر  
ناحیه.....  
۴۸.....
- شکل ۸-۲ نسبت ضریب تغییرات برآوردهای مستقیم روی برآوردهای مدل مبنای مجموع (الف) بیکاران و (ب) شاغلان  
برای هر ناحیه.....  
۴۹.....
- شکل ۹-۲ (\*) برآوردهای تحلیلی  $mse^A(\hat{ur}_a)$  و (O) برآوردهای خودگردان  $mse^B(\hat{ur}_a)$ ، برای ۲۰۰ ناحیه‌ی اول  
.....  
۵۴.....
- شکل ۱۰-۲ (\*) مقادیرهای تجربی  $MSE(\hat{ur}_a^L)$  و (O) مقادیرهای تجربی  $MSE(\hat{ur}_a^M)$ ، برای کوچک ناحیه‌ی d در  
مقیاس لگاریتمی.....  
۵۶.....

- شکل ۲-۱۱ (×) مقدارهای واقعی  $MSE(\hat{u}_d)$ ، (\*برآوردهای تحلیلی  $mse^A(\hat{u}_d)$  و (O) برآوردهای خودگردان  $mse^B(\hat{u}_d)$  ..... ۵۸
- شکل ۳-۱ ضریب همبستگی‌های تأخیری برای نرخ بیکاری در طرح نیروی کار کانادا ..... ۷۰
- شکل ۳-۲ مقایسه‌ی برآوردهای مستقیم و بیز سلسله‌مراتبی (ژوئن ۱۹۹۹) ..... ۷۵
- شکل ۳-۳ مقایسه‌ی ضریب تغییرات برآوردهای مستقیم و سلسله‌مراتبی (ژوئن ۱۹۹۹) ..... ۷۶
- شکل ۳-۴ مقایسه‌ی کاهش ضریب تغییرات برآوردهای بیز سلسله‌مراتبی نسبت به مستقیم (ژوئن ۱۹۹۹) ..... ۷۷
- شکل ۳-۵ مقایسه‌ی برآوردهای مستقیم و بیز سلسله‌مراتبی نرخ بیکاری در طرح نیروی کار کانادا (ژوئن ۲۰۰۵) ..... ۸۳
- شکل ۳-۶ مقایسه‌ی ضریب تغییرات برآوردهای مستقیم و بیز سلسله‌مراتبی (ژوئن ۲۰۰۵) ..... ۸۳
- شکل ۳-۷ نمودار پراکنش برآورد مستقیم LFS در مقابل برآورد بیز سلسله‌مراتبی مدل مینا همراه با خط رگرسیون ..... ۸۵
- شکل ۴-۱ برآورد ضریب تغییرات برآورد نرخ بیکاری به روش مستقیم و بیز سلسله‌مراتبی ساده ..... ۱۰۹

# فصل اول

## کلیات

### ۱-۱ مقدمه

تصمیم‌گیری بهینه و برنامه‌ریزی در هر جامعه‌ای، مستلزم در دست داشتن آمار و اطلاعات دقیق است. اطلاعات در جهان امروز جزء سرمایه‌ی ملی محسوب می‌شود. بدون وجود اطلاعات دقیق و جامع، حرکت در راه تهیه‌ی برنامه‌های توسعه، کاری غیرممکن است. برنامه‌های توسعه‌ای که مبتنی بر آمارهای دقیق نباشند برای کشورها مفید نخواهند بود. برای به دست آوردن اطلاعاتی با دقت کافی، اغلب، نیازمند آمارگیری از جامعه‌ی مورد نظر هستیم. با توجه به این که برای سرشماری از جامعه، زمان و هزینه‌ی زیادی مورد نیاز است، در بسیاری از کشورها، سرشماری هر ده سال یک‌بار انجام می‌شود. با توجه به رشد روزافزون جمعیت‌ها و ویژگی‌های آنها در طول زمان و به‌هنگام نبودن اطلاعات آماری، در فاصله‌ی زمانی اجرای دو سرشماری، اطلاعات رضایت‌بخشی برای کوچک‌ناحیه‌ها معمولاً وجود ندارد. افزایش تقاضا از سوی سیاست‌گذاران برای داده‌های کمی حاصل از آمارگیری‌ها باعث گسترش زمینه‌های آمارگیری نمونه‌ای شده است. گسترش زمینه‌های آمارگیری نمونه‌ای از قرن نوزدهم آغاز شد و در زمان جنگ جهانی دوم به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافت.

آمارگیری نمونه‌ای یک روش رایج برای گردآوری داده‌ها از جامعه است. جامعه‌ی مورد نظر ممکن است از نظر ویژگی‌های انسانی از ترکیب عامل‌هایی چون سن، نژاد، جنسیت، تحصیلات، اشتغال و... تشکیل شده باشد. در تقسیم‌بندی‌های جامعه از نظر حوزه‌های جغرافیایی می‌توان به استان، شهرستان، حوزه‌های شهرداری‌ها و... اشاره کرد. در آمارگیری نمونه‌ای، یک برآوردگر حوزه‌ای را برآوردگر «مستقیم» می‌نامیم اگر تنها مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای حوزه باشد. برآوردگر مستقیم نوعاً «طرح مبنا» است. اگر نمونه‌ی حوزه به قدر کافی بزرگ باشد که «برآورد مستقیم» با دقت بالا را به دست دهد، حوزه (ناحیه) «بزرگ» در نظر گرفته می‌شود. یک ناحیه را «کوچک» می‌نامیم اگر برآوردهای مستقیم دقت و کارائی لازم را در برآورد پارامترهای ناحیه نداشته باشند. به عبارت دیگر کوچک بودن ناظر بر ناکافی بودن اندازه‌ی نمونه‌ای برای محاسبه‌ی برآوردهای دقیق است. در نمونه‌گیری از یک جامعه هنگامی که اندازه‌ی نمونه‌ای در سطح ملی بهینه می‌شود، ممکن است اندازه‌ی نمونه‌ای برای یک کوچک ناحیه بسیار کم یا حتی صفر باشد؛ در نتیجه برآوردهای مستقیم دقت کافی برای برآورد پارامترهای کوچک ناحیه‌ی مورد نظر را ندارند. در این شرایط با داشتن اطلاعات تکمیلی، علاوه بر داده‌های آمارگیری، می‌توان با کاهش واریانس، کیفیت برآوردها را افزایش داد. وجود نمونه‌ای جامع شامل تمام کوچک ناحیه‌ها به طوری که اندازه‌ی نمونه‌ای مربوط به هر کوچک ناحیه، برای پشتیبانی برآوردهای مستقیم به اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، تقریباً غیر ممکن است.

یکی از کاربردهای برآوردهای کوچک ناحیه‌ای درک بهتر مقدار و تغییرات شاخص‌های جامعه میان مناطق جغرافیایی است، به همین دلیل یکی از شایع‌ترین تقاضاهای سیاست‌گذاران، ساختن برآوردهایی با دقت بالا در کوچک ناحیه‌های جغرافیایی است. به عنوان مثال یکی از طرح‌های آمارگیری که در مرکز آمار ایران انجام می‌شود، طرح آمارگیری نیروی کار است. این طرح به طور فصلی با هدف برآورد شاخص‌های نیروی کار مانند نرخ بیکاری در سطح کل کشور، و در هر استان اجرا می‌شود. اما نیاز تصمیم‌گیران به داشتن برآورد در سطح کوچک‌تر از استان مانند شهرستان، مرکز آمار ایران را بر آن داشته تا با استفاده از روش‌هایی مانند برآورد کوچک ناحیه‌ای، به این تقاضاها پاسخ دهد. محدودیت‌های اعتباری و نیروی انسانی مانع از آن می‌شود که بتوان آمارگیری‌ها را با اندازه‌ی نمونه‌ی بزرگ‌تر اجرا کرد به طوری که برآوردها با دقت بالا در سطح شهرستان‌ها قابل ارائه باشد. بنا بر این استفاده از روش‌های برآورد کوچک ناحیه‌ای می‌تواند راهگشای این مسئله باشد. در این روش‌ها معمولاً با استفاده از اطلاعات کمکی برآوردهایی قابل قبول و با خطایی کمتر از برآوردهای مستقیم به دست می‌آید.

## ۱-۲ پیشینه تحقیق

مطالعه‌های اولیه در زمینه‌ی برآوردهای کوچک ناحیه‌ای روی روش‌های جمعیت‌شناختی برای برآورد جمعیت در سال‌های پس از سرشماری متمرکز بود. پرسل و کیش (۱۹۷۹) روش‌های جمعیت‌شناختی را به همراه روش‌های آماری برآورد کوچک ناحیه‌ای بازنگری کردند.

در پاسخ به نیاز جامعه به برآوردهای کوچک ناحیه‌ای و ترویج علم مربوط به آن، اولین کنفرانس بین‌المللی در مورد آماره‌های کوچک ناحیه‌ای و طرح‌های نمونه‌گیری در ورشو پایتخت لهستان (۱۹۹۲) و کنفرانس بین‌المللی اقماری در مورد برآوردهای کوچک ناحیه‌ای در شهر ریگا در لیتوانی (۱۹۹۹) برگزار شد.

برآورد کوچک ناحیه‌ای از حدود سال ۱۹۵۱ میلادی در اداره‌ی آمار آمریکا مورد توجه بوده و در دو دهه‌ی اخیر استفاده از آن به طرز چشم‌گیری افزایش یافته است. رویکرد بهترین پیشگوی ناریب خطی تجربی<sup>۱</sup> (EBLUP) برای نخستین بار توسط هندرسون (۱۹۵۰) گسترش یافت. نویسندگان زیادی بعد از آن، راه‌ها و زمینه‌های گوناگون استفاده از آن را به کار بستند. گونزالز و اکسبرگ (۱۹۷۳) برآوردهای هم‌گذاشتی را معرفی کردند. مرکز ملی آمارهای بهداشت ایالت‌های متحده در استفاده از برآوردهای هم‌گذاشتی پیشگام بود، زیرا اندازه‌ی نمونه‌ای در تعدادی از ایالت‌ها برای ساختن برآوردهای مستقیم بسیار کوچک بود. مک‌گین و تامبرلین (۱۹۸۹) مدل‌های رگرسیونی لوژستیکی با اثرهای تصادفی ناحیه ویژه را معرفی کردند. طبق نظریه‌ی گوش و راثو (۱۹۹۴) برآوردهای مرکب برای کوچک ناحیه‌ها، در مقابل بی‌ثباتی برآوردهای مستقیم، یک روش طبیعی برای متعادل کردن اریبی بالقوه‌ی برآوردهای هم‌گذاشتی هستند. شایبل (۱۹۹۶) سه نوع برآوردهای نامستقیم به نام‌های حوزه نامستقیم، زمان نامستقیم و حوزه و زمان نامستقیم را معرفی کرد. او همچنین بیان داشت که وجود اطلاعات مکمل در مدل مناسب در ساختن برآوردهای نامستقیم بسیار مهم است. وی تعدادی از کاربردهای برآوردهای نامستقیم مدل مینا را در امریکا نشان داده است. کوکران (۱۹۷۷) پهنه‌ی وسیعی از برآوردهای مستقیم طرح مینا را ارائه کرده است. مالک و همکاران (۱۹۹۷) مدل‌های رگرسیونی متفاوتی با ضریب‌های رگرسیونی تصادفی را معرفی کردند. راثو (۲۰۰۳a) بحث جامعی در باره‌ی روش‌ها و نظریه‌های موجود برآوردهای کوچک ناحیه‌ای، خصوصاً برآوردهای کوچک ناحیه‌ای مبتنی بر مدل‌های صریح کوچک

<sup>1</sup>Empirical best linear unbiased prediction

ناحیه‌ای انجام داده است. همچنین شمار زیادی از کاربردهای فن بیز تجربی<sup>۲</sup> (EB) و فن بیز سلسله‌مراتبی<sup>۳</sup> (HB) را در برآوردهای کوچک ناحیه‌ای، ارائه کرده است. راثو (۲۰۰۳ b) با تکیه بر انواع مدل‌ها و نظریه‌های آماری، برآوردهای کوچک ناحیه‌ای را بازنگری کرده است. رویکرد بیزی توسط میدن (۲۰۰۳) برای برآوردهای کوچک ناحیه‌ای پیش‌نهاد شد. با استفاده از این فن، برآوردهایی مناسب در سطح بالایی از دقت برای پارامترهای دیگر جامعه علاوه بر میانگین به‌دست می‌آید. راثو (۲۰۰۳a) و لهوی (۱۹۷۱) کاربردهای برآوردهای هم‌گذاشتی را در برآوردهای کوچک ناحیه‌ای مورد بررسی قرار دادند. یک بررسی جامع از نحوه‌ی استخراج برآوردهای بهترین پیشگوی ناریب خطی تجربی همراه با مثال‌های کاربردی توسط راثو (۲۰۰۳a) و رایینسون (۱۹۹۱) ارائه شده است. ازیزور (۲۰۰۸) مروری بر فن برآوردهای کوچک ناحیه‌ای، انواع مدل‌های ضمنی و صریح و برآوردهای نامستقیم کوچک ناحیه‌ای و همچنین فن‌های بیز تجربی و بیز سلسله‌مراتبی انجام داده است. رویکرد برآوردهای مستقیم مدل مینا برای کوچک ناحیه‌ها تحت مدل‌های آمیخته‌ی خطی توسط چاندرا و چمبرز (۲۰۰۵ و ۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفت. در این حالت فرض می‌شود که متغیرهای مورد علاقه از مدل خطی آمیخته پیروی می‌کنند. چاندرا و چمبرز (۲۰۰۹) دو برآوردهای کوچک ناحیه‌ای برای نسبت را مقایسه کردند و نشان دادند که هر دو برآوردهای مستقیم مدل مینا و بهترین پیشگوی تجربی تحت مدل آمیخته‌ی خطی عمومی خوب عمل می‌کنند. محاسبه‌ی برآوردهای مستقیم مدل مینا و میانگین خطای استاندارد آن در مقایسه با محاسبه‌ی بهترین پیشگوی خطی، بسیار ساده است.

از جمله مطالعاتی که در زمینه‌ی برآورد نرخ در کوچک ناحیه‌ها می‌توان به آن‌ها اشاره کرد، مطالعه‌ی یو و همکاران (۲۰۰۳) و همچنین یو (۲۰۰۸) است که از روش بیز سلسله‌مراتبی برای برآورد نرخ بیکاری در سطح کوچک ناحیه‌ای (زیراستان) در کانادا استفاده کردند. همچنین در انگلستان، مولینا و همکاران (۲۰۰۷) از روش مدل آمیخته‌ی لوجیت چند جمله‌ای برای برآورد نرخ بیکاری بهره گرفتند.

پراساد و راثو (۱۹۹۰) روش بهترین پیشگوگر ناریب خطی را برای برآورد ناریب پارامترهای کوچک ناحیه‌ای پیش‌نهاد کردند. جیانگ و لاهیری (۲۰۰۱) روش مشابه پراساد و راثو را برای برآورد نسبت‌های کوچک ناحیه‌ای توسعه دادند. داتا و لاهیری (۲۰۰۰) بهترین پیشگوگر ناریب خطی تجربی را مورد بررسی قرار دادند و از آن برای برآورد کوچک ناحیه‌ای استفاده کردند. آن‌ها همچنین روش ماکسیمم درست‌نمایی مقید را برای برآورد واریانس مدل آمیخته‌ی

<sup>2</sup>Empirical Bayes method

<sup>3</sup>Hierarchical Bayes method



خطی مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که آریبی کمتری نسبت به برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی دارد. راثو (۱۹۹۹) و راثو و یو (۱۹۹۴)، مدل‌های برآورد کوچک ناحیه‌ای را توسعه دادند. سیرل و همکاران (۱۹۹۲) معادله‌های ماکسیمم درست‌نمایی و ماکسیمم درست‌نمایی مقید را برای واریانس اثرهای تصادفی در مدل خطی آمیخته به دست آوردند. سیرل و همکاران (۱۹۹۲)، وربک و مولنبرگز (۲۰۰۰) و پین‌هیرو و باتس (۲۰۰۰) نشان دادند که روش برآورد ماکسیمم درست‌نمایی مقید به روش برآورد ماکسیمم درست‌نمایی برای برآورد واریانس در مدل‌های آمیخته خطی برتری دارد. گوش و راثو (۱۹۹۴)، راثو (۱۹۹۹) و پفرمن (۲۰۰۲) از بهترین پیشگوگر نارایب خطی تجربی اثرهای تصادفی، برای برآورد کوچک ناحیه‌ای استفاده کردند. جیانگ و لاهییری (۲۰۰۶) مدل‌های آمیخته خطی را بازنگری کردند و از آن‌ها برای برآورد کوچک ناحیه‌ای استفاده کردند. آن‌ها همچنین برآوردگرهای ماکسیمم درست‌نمایی و ماکسیمم درست‌نمایی مقید را برای واریانس مدل مورد بررسی قرار دادند. تاتسویا (۲۰۰۹) مدل‌های آمیخته خطی و بهترین پیشگوگر نارایب خطی تجربی را بازنگری کرده است. او همچنین نشان داده است که چرا بهترین پیشگوگر نارایب خطی تجربی، برآورد معتبری برای کوچک ناحیه‌ها است.

روش‌های جمعیت‌شناختی که برآوردهای نامستقیم مبتنی بر مدل‌های پیونددهنده‌ی ضمنی را به کار می‌گیرند، تنها از داده‌های ثبتي و سرشماری بهره می‌گیرند و در آن‌ها نمونه‌گیری مطرح نیست، در صورتی که روش‌های برآورد نامستقیم عمدتاً بر داده‌های آمارگیری نمونه‌ای همراه با اطلاعات کمکی جامعه استوارند.

### ۱-۳ برآوردهای کوچک ناحیه‌ای

در این بخش مروری بر برآوردهای کوچک ناحیه‌ای خواهیم داشت. برای توضیح بیشتر در مورد هر کدام از این برآوردها، به بخش ۱-۶ و فصل‌های بعد مراجعه کنید.

برآوردهای کوچک ناحیه‌ای به دو گروه عمده‌ی زیر تقسیم می‌شوند:

۱- برآوردهای مستقیم؛ و

۲- برآوردهای نامستقیم.

برای افزایش دقت و کاهش انحراف استاندارد در برآورد پارامترهای کوچک ناحیه‌ها از برآوردهای نامستقیم

استفاده می‌شود. انواع برآوردهای نامستقیم عبارت‌اند از:

۱- برآوردگرهای نامستقیم حوزه‌ای؛

۲- برآوردگرهای نامستقیم زمانی؛ و

۳- برآوردگرهای نامستقیم حوزه‌ای و زمانی.

برآوردگر نامستقیم حوزه‌ای از مقدارهای متغیر مورد نظر مربوط به حوزه‌ای دیگر، اما نه از دوره‌ی زمانی دیگر، بهره می‌گیرد. برآوردگر نامستقیم زمانی از مقدارهای مورد نظر مربوط به دوره‌ی زمانی دیگر برای حوزه‌ی مورد نظر، اما نه از حوزه‌ی دیگر، استفاده می‌کند. از سوی دیگر، برآوردگر نامستقیم حوزه‌ای و زمانی از مقدارهای متغیر مورد نظر مربوط به حوزه‌ای دیگر و نیز دوره‌ی زمانی دیگر بهره می‌گیرد.

### ۱-۳-۱ مدل‌های کوچک ناحیه‌ای

مدل‌های کوچک ناحیه‌ای مسیری را که داده‌های مرتبط در فرایند برآورد شرکت می‌کنند، نشان می‌دهند. استفاده‌ی مؤثر از برآوردهای کوچک ناحیه‌ای به کیفیت مدل برازش داده‌شده بستگی دارد. بنا بر این لازم است تا دقت برآوردهای کوچک ناحیه‌ای با مقیاس معتبری سنجیده شود. مدل‌های آماری به دو گروه عمده‌ی زیر تقسیم می‌شوند:

۱- مدل‌های ضمنی؛ و

۲- مدل‌های صریح.

در زمینه‌ی برآوردگرهای حوزه‌ای نامستقیم، مدل‌های ضمنی با ناحیه‌های کوچک مرتبط، پیوندی برقرار می‌سازند و مدل‌های صریح کوچک ناحیه‌ای تغییرات محلی را به حساب می‌آورند. برآوردگرهای نامستقیمی که براساس مدل‌های ضمنی به دست می‌آیند و شامل برآوردگرهای هم‌گذاشتی، ترکیبی و برآوردگرهای جمعیت‌شناختی هستند؛ برآوردهای طرح مبنا نامیده می‌شوند.

برآوردگرهای حاصل از مدل‌های پیوند دهنده‌ی صریح مبتنی بر اثرهای تصادفی ناحیه ویژه را که تغییرات بین ناحیه‌ای را فراتر از آنچه متغیرهای کمکی گنجانده شده در مدل تبیین می‌کنند به حساب می‌آورند، برآوردگرهای مدل مبنا می‌نامند.

بسیاری از مدل‌های کوچک ناحیه‌ای حالت خاصی از مدل‌های آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته هستند. با توجه به ماهیت داده‌های کوچک ناحیه‌ی مورد نظر (پیوسته یا چندحالتی) پهنه‌ی وسیعی از مدل‌های کوچک ناحیه‌ای وجود دارد. مدل‌های کوچک ناحیه‌ای به دو گروه عمده‌ی زیر تقسیم می‌شوند:

۱- مدل در سطح واحد آماری؛ و

۲- مدل در سطح ناحیه.

مدل‌های کوچک ناحیه‌ای در سطح واحد آماری به چهار گروه عمده تقسیم می‌شوند. بسیاری از مدل‌های کوچک ناحیه‌ای در سطح واحد آماری حالت خاصی از مدل‌های آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته هستند. به این معنا که هر نوع از مدل‌های کوچک ناحیه‌ای با توجه به نوع متغیر پاسخ، توسعه‌یافته‌ی حالت استاندارد مدل آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته است.

مدل آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته به شکل  $y = X\beta + zU + \varepsilon$  است، که  $y$  بردار متغیر پاسخ،  $X$  ماتریس معلوم متغیر کمکی،  $\beta$  بردار ضرایب‌های رگرسیونی،  $z$  ماتریس معلوم از اثرهای تصادفی ناحیه‌ای،  $U$  بردار اثرهای تصادفی و بردار  $\varepsilon$  بردار خطاهای تصادفی است. در میان مدل‌های آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته، مدل‌هایی که برای داده‌های دوحالتی به کار می‌روند؛ عبارت‌اند از:

۱- مدل‌های رگرسیونی لوژستیک؛ و

۲- مدل‌های خانواده‌ی توزیع نمایی. (رائو، ۲۰۰۳ a)

### مدل رگرسیونی لوژستیک

برای برآورد نسبت کوچک ناحیه‌ای معمولاً از مدل رگرسیونی لوژستیک با اثرهای ویژه‌ی کوچک ناحیه‌ای استفاده می‌شود. فرض کنید متغیرهای پاسخ،  $y_{ij}$  ها، دارای توزیع برنولی و مستقل از هم بوده  $(y_{ij} = 0, y_{ij} = 1)$  و  $P_i$  پارامتر نسبت کوچک ناحیه‌ی  $i$  ام باشد.

$$P_i = \sum_{j=1}^{N_i} \frac{y_{ij}}{N_i}, \quad i = 1, \dots, m$$

$y_{ij}$ ، مشاهده‌ی زام در کوچک ناحیه‌ی  $i$  ام،  $N_i$  تعداد نمونه در کوچک ناحیه‌ی  $i$  ام و  $m$  تعداد کوچک ناحیه‌ها است. در این صورت یکی از حالت‌های مدل رگرسیونی لوژیستیک به صورت زیر است:

$$(y_{ij} | p_{ij}) \sim \text{Bernoulli}(p_{ij})^{\text{ind}}$$

که

$$\text{logit}(p_{ij}) = \log \frac{p_{ij}}{1-p_{ij}} = x_{ij}^T \beta + v_i \quad i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, N_i$$

$$p_{ij} = P(y_{ij} = 1 | p_{ij})$$

که در آن  $x_{ij}$ ها متغیرهای کمکی و  $p_{ij}$ ها احتمال یک بودن متغیر پاسخ زام در کوچک ناحیه‌ی  $i$ ام،  $v_i$ ها اثرهای تصادفی کوچک ناحیه‌ها و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_v^2$  هستند. برآورد مدل مبنای نسبت در کوچک ناحیه‌ی  $i$ ام به صورت  $\hat{P}_i = \sum_{j=1}^{N_i} \hat{p}_{ij} / N_i$  است. که در آن با جای گذاری برآورد  $\beta$  و تحقق اثر تصادفی کوچک ناحیه‌ی  $i$ ام در معادله‌ی بالا به دست می‌آید. با استفاده از فن بیز سلسله‌مراتبی و بیز تجربی می‌توان  $\beta$  را برآورد کرد (لیو ۲۰۰۹).

### مدل‌های خانواده‌ی نمایی

در این مدل  $y_{ij}$ ها با شرطی شدن روی  $\theta_{ij}$  مستقل از هم توزیع شده‌اند و از تابع چگالی احتمالاتی که متعلق به خانواده‌ی نمایی است، از صورت زیر پیروی می‌کند:

$$f(y_{ij} | \theta_{ij}) = \exp \left[ \frac{1}{\phi_{ij}} (\theta_{ij} y_{ij} + a(\theta_{ij})) + b(y_{ij}, \theta_{ij}) \right]$$

که در آن  $\phi_{ij}$  و تابع‌های  $a(\cdot)$  و  $b(\cdot)$  معلوم هستند. تابع بالا شامل توزیع‌های برنولی، پواسون و نرمال است (رائو، ۲۰۰۳b). هدف در این‌جا، انجام استنباط‌هایی درباره‌ی پارامتر کوچک ناحیه‌ای  $\theta_{ij}$  است. به‌عنوان مثال  $\theta_{ij} = \text{logit}(p_{ij})$  و نسبت مربوط به یک متغیر دو حالتی را در رده‌ی زام در ناحیه‌ی  $i$ ام نشان می‌دهد.

سه رویکرد برای برآوردهای کوچک ناحیه‌ای مدل مبنای استفاده می‌شود:

- رویکرد بهترین پیشگوی ناریب خطی تجربی (EBLUP):

- رویکرد بیزی تجربی (EB): و

- رویکرد بیزی سلسله‌مراتبی (HB).

## فن EBLUP

این فن برای پیشگویی اثرهای تصادفی یا آمیخته‌ی مدل‌های کوچک ناحیه‌ای به کار می‌رود. برآوردگرهای بهترین پیشگوی ناریب خطی (BLUP)، در رده‌ی برآوردگرهای ناریب خطی، MSE را مینیمم می‌سازند و به نرمال بودن اثرهای تصادفی وابسته نیستند. اما به واریانس‌ها و کواریانس‌های اثرهای تصادفی بستگی دارند. با بکارگیری مولفه‌های برآوردشده در برآوردگر BLUP، برآوردگری دو مرحله‌ای به دست می‌آوریم که در قیاس با برآوردگر EB از آن به‌عنوان برآوردگر BLUP تجربی یا EBLUP یاد می‌شود.

## فن EB

فن EB بسیار کاربردی‌تر از فن EBLUP است. فن EB با استفاده از تابع‌های چگالی شرطی  $f(y | \mu, \lambda)$  و  $f(\mu | \lambda)$ ، تابع چگالی پسین شرطی پارامتر کوچک ناحیه‌ای مورد نظر  $f(\mu | y, \lambda)$  را به دست می‌آورد که  $\mu$  پارامتر کوچک ناحیه‌ای،  $y$  متغیر پاسخ و  $\gamma = (\lambda_1^T, \lambda_2^T)^T$  پارامترهای مدل هستند. سپس پارامترهای مدل،  $\lambda$ ، را از چگالی حاشیه‌ای  $f(y | \lambda)$  برآورد کرده و در نهایت از چگالی پسین برآوردشده‌ای  $f(\mu | y, \hat{\lambda})$  که در آن  $\hat{\lambda}$  برآوردی از  $\lambda$  است، برای استنباط درباره‌ی  $\lambda$  استفاده می‌کند.

می‌دانیم در ناحیه‌هایی که اندازه‌ی نمونه‌ای مربوط به آن‌ها کوچک است، اطلاعات مکمل با داده‌های مشخص  $x$  به‌عنوان متغیر کمکی در مدل آمیخته‌ی خطی تعمیم‌یافته در نظر گرفته می‌شوند. معمولاً فرض می‌شود که داده‌های معینی برای کوچک ناحیه‌ها موجود هستند. در بسیاری از حالت‌ها این داده‌های کمکی از برخی ناحیه‌های دیگر یا داده‌های مربوط به همان ناحیه ولی در یک آمارگیری دیگر به دست می‌آیند.

در بیان این فن برای متغیرهای دو حالتی دو رویکرد مورد بررسی قرار می‌گیرند:

در حالت اول هیچ متغیر کمکی برای متغیرهای پاسخ وجود ندارد. در این حالت مدل دو مرحله‌ای برای متغیر پاسخ در نظر گرفته می‌شود. در مرحله‌ی اول فرض می‌شود که  $y_{ij}$  ها ( $i = 1, \dots, m, j = 1, \dots, N_i$ ) مستقل و دارای توزیع برنولی با پارامتر  $p_{ij}$  و در مرحله‌ی دوم  $p_{ij}$  ها دارای توزیع بتا با پارامترهای  $\alpha$  و  $\beta$  هستند.

در حالت دوم که متغیر کمکی وجود دارد، مدل دومرحله‌ای بالا مدل آمیخته خطی لوژیستیک نامیده می‌شود (رائو، ۲۰۰۳a). در این حالت در مرحله‌ی دوم پارامترهای  $p_{ij}$  با فرض یک مدل رگرسیون لوژیستیک شامل اثرهای ناحیه‌ای تصادفی با هم پیوند می‌یابند، یعنی  $\text{logit}(p_{ij}) = x_{ij}^T \beta + v_i$ ، که در آن  $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$  و  $x_{ij}$  بردار متغیرهای کمکی ثابت‌اند.

## فن HB

استفاده از این فن بسیار ساده است و فقط نیازمند دانستن تابع چگالی پیشینی پارامترهای مدل است. در رویکرد بیز سلسله‌مراتبی، یک توزیع پیشین ذهنی  $f(\lambda)$  برای پارامترهای مدل،  $\lambda$ ، مشخص می‌شود و توزیع پسینی  $f(\mu | \lambda)$  پارامترهای (تصادفی) کوچک ناحیه‌ای  $\mu$  به شرط داده‌های  $y$  به دست آورده می‌شود. مدل دومرحله‌ای  $f(y | \mu, \lambda)$  و  $f(y | \mu, \lambda)$  با پیشین ذهنی برای  $\lambda = (\lambda_1^T, \lambda_2^T)^T$  با استفاده از قضیه بیز ترکیب می‌شوند تا پسین  $f(\mu | \lambda)$  حاصل شود.

رویکرد HB سراسر است، و استنباط‌های آن روشن و دقیق‌اند، اما به مشخص‌سازی یک پیشین ذهنی  $f(\lambda)$  برای پارامترهای مدل  $\lambda$  احتیاج دارند.

از دیگر مدل‌های برآوردهای کوچک ناحیه‌ای می‌توان به دو مدل زیر اشاره کرد:

## مدل‌های مربوط به نرخ‌های مرگ و میر و بیماری

نرخ‌های مربوط به مرگ و میر و بیماری مربوط به کوچک ناحیه‌های یک منطقه یا شهرستان اغلب برای تدوین نقشه‌های بیماری از قبیل اطلس‌های سرطان به کار می‌روند. چنین نقشه‌هایی برای نشان دادن تغییرات جغرافیایی یک بیماری و شناسایی ناحیه‌های با نرخ بالا که مداخله را ایجاب کند مورد استفاده قرار می‌گیرند. یک مدل کوچک ناحیه‌ای ساده با این فرض که شمارهای کوچک ناحیه‌ای مشاهده شده  $y_i$ ، متغیرهای مستقل با توزیع

پواسون با میانگین شرطی  $E(y_i | \lambda_i) = n_i \lambda_i$  هستند که  $\lambda_i \sim \text{gamma}(\alpha, \nu)$  به دست می‌آید. در این جا  $\lambda_i$  نرخ واقعی و  $n_i$  تعداد افرادی است که در ناحیه  $i$  در معرض بیماری قرار گرفته‌اند و  $(\alpha, \nu)$  پارامترهای مقیاس و شکل توزیع گاما هستند.

### مدل‌های پایه‌ای در سطح ناحیه با ساختارهای سری‌های زمانی

بسیاری از آمارگیری‌های نمونه‌ای با جانشین کردن بخشی از واحدهای نمونه‌ای، در طول زمان تکرار می‌شوند. برای مثال در آمارگیری جمعیت جاری ماهیانه‌ی ایالت‌های متحده، هر خانوار به مدت چهار ماه متمادی در نمونه باقی می‌ماند. سپس برای هشت ماه بعدی از نمونه خارج می‌شود و برای چهار ماه بعدی به نمونه باز می‌گردد. در چنین آمارگیری‌های مکرر با وام گرفتن قدرت، هم از کوچک ناحیه‌ها و هم از دوره‌های زمانی، می‌توان افزایش قابل ملاحظه‌ای در کارایی برآوردگرها به دست آورد (رائو ۲۰۰۳a).

رائو و یو (۱۹۹۲، ۱۹۹۴) گسترشی از مدل فی-هریوت را برای داده‌های سری زمانی و مقطعی پیش‌نهاد کردند.

مدل آن‌ها شامل یک مدل خطای نمونه‌گیری به صورت:

$$\hat{y}_{it} = \theta_{it} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, m; \quad t = 1, \dots, T; \quad N = kT$$

و مدل پیوند دهنده‌ی

$$\hat{\theta}_{it} = x_{it}^T \beta + u_{it} + v_i$$

است، که  $m$ ، تعداد کوچک ناحیه‌ها و  $t$ ، شاخص زمان است. در این جا  $\hat{y}_{it}$ ، برآوردگر آمارگیری مستقیم برای کوچک ناحیه‌ی  $i$  در زمان  $t$  است و  $\theta_{it} = g(\bar{Y}_{it})$  تابعی از میانگین کوچک ناحیه‌ای  $\bar{Y}_{it}$  است. بردار  $u_{it}$ ، بردار خطای مدل و بردار  $e_{it}$ ، بردار خطاهای نمونه‌گیری که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس قطری بلوکی معلوم  $\Psi$  با بلوک‌های  $\psi_i$  است و  $x_{it}^T$  برداری از متغیرهای کمکی ناحیه ویژه است که بعضی از آن‌ها، مانند داده‌های ثبتي، ممکن است با زمان تغییر کنند.

## ۱-۴ تجربه‌ی چند کشور در استفاده از برآوردهای کوچک ناحیه‌ای

در این بخش به بررسی کاربردهای روش‌های برآورد کوچک ناحیه‌ای در اداره‌های آماری ملی تعدادی از کشورها می‌پردازیم. این مطالعه دیدگاه‌های مختلف کشورها برای برآوردهای کوچک ناحیه‌ای شاخص‌های مختلف و کارایی هر کدام را نشان می‌دهد.

### • آمریکا

دفتر سرشماری آمریکا از اوایل دهه‌ی ۹۰، شروع به تولید آمارهای کوچک ناحیه‌ای در زمینه‌ی برآورد درآمد و فقر کرده است. این دفتر به‌طور مستمر برآورد خصیصه‌های مختلف درآمد و فقر را ارائه می‌دهد. به‌طور کلی این کشور دو طرح برآورد بیمه‌ی سلامت کوچک ناحیه‌ای<sup>۴</sup> (SAHIE) و برآورد فقر و درآمد کوچک ناحیه‌ای<sup>۵</sup> (SAIPE) را در زمینه‌ی برآوردهای کوچک ناحیه‌ای اجرا کرده است. اکثر روش‌های مورد استفاده، مدل مینا (مانند بیز سلسله‌مراتبی) بوده‌اند. اخیراً گرشونسکایا و لاهیری (۲۰۰۸) روشی برای تعیین نرخ رشد اشتغال ماهانه در آمارگیری اشتغال ارائه کرده‌اند که در آن از روش بیز سلسله‌مراتبی در سطح واحد استفاده شده است.

### • کانادا

کانادایی‌ها در سال‌های اخیر مقاله‌های پژوهشی بسیاری در زمینه‌ی برآوردهای کوچک ناحیه‌ای منتشر کرده‌اند. اغلب این مقاله‌ها بر روی روش بیز سلسله‌مراتبی متمرکز شده‌اند. به‌عنوان مثال یو و راتو (۲۰۰۳) از روش بیز سلسله‌مراتبی برای برآورد نرخ بیکاری در سطح کوچک ناحیه در کشور کانادا استفاده کرده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این مقاله مربوط به طرح آمارگیری نیروی کار کانادا در سال ۱۹۹۹ بوده که شامل ۶۲ کوچک ناحیه است، متغیر کمکی بیمه‌ی اشتغال و پارامتر مورد نظر نرخ بیکاری ناحیه‌ی نام در ژوئن ۱۹۹۹ است. یو (۲۰۰۸) دقیقاً مانند یو و راتو (۲۰۰۳) عمل کرده است با این تفاوت که داده‌های طرح نیروی کار کانادا در سال ۲۰۰۵ را مورد استفاده قرار داده است. فولر و راتو (۲۰۰۱) از روش برآوردگر مرکب رگرسیونی با کاربرد آن در طرح آمارگیری از نیروی کار کانادا استفاده کرده‌اند.

<sup>۴</sup>Small Area Health Insurance Estimate

<sup>۵</sup>Small Area Income and Poverty Estimates



لازم به ذکر است که طرح آمارگیری نیروی کار در کانادا به طور ماهانه اجرا می‌شود و شامل آمارگیری از ۵۳۰۰۰ خانوار است. روش نمونه‌گیری (چرخشی) طبقه‌بندی چندمرحله‌ای است. در هر ماه یک‌ششم نمونه‌ها جایگزین می‌شوند و سایر نمونه‌ها بین دو ماه متوالی مشترک هستند.

### • نروژ

در زمینه‌ی استفاده از برآوردهای کوچک ناحیه‌ای، شواهدی از انتشارات رسمی اداره‌ی آماری ملی این کشور یافت نشد. البته مقاله‌های پژوهشی در این زمینه موجود هستند، به‌ویژه در مقاله‌های ژانگ (۲۰۰۰)، تاریخچه‌ای از این فعالیت‌ها برای ارائه‌ی برآوردهای کوچک ناحیه‌ای بیان شده‌اند. به‌عنوان مثال از برآوردگر هم‌گذاشتی در سال ۱۹۷۸ و سپس در سال ۱۹۸۷ برآوردهایی در سطح استانی برای نیروی کار ارائه شده است و به استفاده از برآوردگر مرکب و بیز تجربی و مدل رگرسیونی نیم‌پارامتری عمومی و لوجیت و غیره نیز اشاره شده است. ژانگ (۲۰۰۰) برخی از این برآوردگرها را برای ارائه‌ی برآورد در زمینه‌ی آمارگیری نیروی کار در سطح شهری و همچنین آمارگیری شیلات نروژ به کار برده و مقایسه‌هایی انجام داده است. در نیروی کار از اطلاعات ثبتي کمکی سن، جنسیت و وضع اشتغال استفاده شده است.

آمارگیری نیروی کار نروژ از سال ۱۹۷۲ به‌صورت فصلی آغاز شده و از سال ۱۹۹۶، آمارگیری به‌صورت پیوسته با ارائه‌ی نتیجه‌های فصلی طراحی شده است. آمارگیری از نوع نمونه‌گیری چرخشی بوده و بر اساس یک فهرست ثبتي از خانوارها و به‌صورت تصادفی با طبقه‌بندی استانی انجام می‌گیرد. از هر عضو خانوار با سن ۱۶-۷۴ سال، پرسش‌هایی درباره‌ی وضعیت اشتغال در طول هفته‌ی مرجع پرسیده می‌شود. چارچوب نمونه‌گیری به‌طور پیوسته از طریق اداره‌های ثبت جمعیت محلی به‌روز رسانی می‌شود. به‌طور متوسط اندازه‌ی نمونه‌ای در هر فصل شامل ۲۴۰۰۰ نفر (۱۲۰۰۰ خانوار) است که متناسب با نرخ نمونه‌گیری ۰/۰۰۸ است. هر خانوار به‌صورت متوالی ۸ بار در بازه‌های ۳ ماهه در آمارگیری شرکت می‌کند.

### • فرانسه

در فرانسه، سرشماری موضوعی قانونی نبوده و در صورت کفایت بودجه انجام می‌شود ولی جمعیت باید هر ساله اعلام شود. بنابراین در سال ۱۹۹۳، مؤسسه‌ی آمار ملی فرانسه گروه‌ی را با هدف ارائه‌ی یک نظام برای بهبود مستمر

راهبرد موجود برای ارائه‌ی برآوردهای کوچک ناحیه‌ای جمعیتی تشکیل داد. برای برآورد جمعیت سالانه در سال‌های بین دو سرشماری متوالی از برآوردگر هم‌گذاشتی استفاده می‌شود و این برآوردها در سطح محله ارائه می‌شوند. اطلاعات کمی نیز از داده‌های مراقبت‌های سلامت به تفکیک سن و جنسیت و همچنین از تعداد واحدهای مسکونی در سطح جغرافیایی مورد نظر حاصل می‌شوند.

## • استرالیا

در ارائه‌ی برآوردهای نیروی کار استرالیا از روش‌های برآورد کوچک ناحیه‌ای استفاده می‌شود. نشریه‌های رسمی استرالیا به‌عنوان مثال، نشریه‌ی بازارهای کار کوچک ناحیه‌ای، داده‌های بازار کار منطقه‌ای را برای هر یک از تقریباً ۱۴۰۰ ناحیه‌ی محلی آماری<sup>۶</sup> (SLA) به‌عنوان کوچک‌ترین واحدهای جغرافیایی موجود بر اساس یک استان/قلمرو و کلان‌شهرها/غیرکلان‌شهرها ارائه می‌کنند. برآوردهایی برای مراکز استان‌ها نیز ارائه می‌شوند.

روش مورد استفاده برای محاسبه‌ی نرخ اشتغال، بیکاری و برآوردهای نیروی کار در سطح SLAها برآورد حافظ ساختار است. سه منبع اصلی برای ارائه‌ی این برآوردها عبارت‌اند از:

- داده‌های تأمین اجتماعی افرادی که مستمری شروع کار یا مستمری جوانان دریافت می‌کنند به همراه کدپستی آن‌ها (این موضوع شامل کسانی که مکمل‌های سهیم شدن در توسعه‌ی اجتماعی اشتغال دریافت می‌کنند، نیست)،

- داده‌های آمارگیری نیروی کار توسط دفتر آمار استرالیا در سطح مناطق نیروی کار، و

- داده‌های نیروی کار در سرشماری عمومی نفوس و مسکن قبلی در سطح SLA.

برآوردهای بیکاری با تقسیم میزان بیکاری یک منطقه که توسط دفتر آمار استرالیا (ABS) منتشر می‌شوند، به هر یک از SLAهای داخل آن منطقه متناسب با توزیع استفاده‌کنندگان از مستمری شروع کار یا جوانان تولید می‌شوند. در این مورد، برآوردهای بیکاری که در سطح کلان‌شهرها/غیرکلان‌شهرها محک زده شده‌اند نیز به حساب آورده می‌شوند. برآوردهای نیروی کار با تخصیص کل نیروی کار هر منطقه‌ی نیروی کار به هر یک از SLAهای داخل آن منطقه مطابق با وزن‌های به دست آمده از سرشماری قبلی حاصل می‌شود.

<sup>6</sup> Statistical Local Area (SLA)

البته تحقیقات جدیدی برای بهبود برآوردهای نیروی کار با استفاده از مدل آمیخته‌ی لوجیت چندجمله‌ای در

مقاله‌ی سیلی (۲۰۱۰) بررسی شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله عبارت‌اند از:

- ۱۰ شاخص سن/جنسیت شامل ۵ رده‌ی سنی ۱۵-۲۴، ۲۵-۳۴، ۳۵-۴۴، ۴۵-۵۴، ۵۵-۶۴ و دو رده‌ی جنسی مرد و زن،

- ۸ شاخص ایالتی شامل:

- نسبت جمعیت در طبقه‌ای که برای دریافت مبلغ کامل مستمری شروع کار (استفاده‌کنندگان از تسهیلات بیکاری) و یا مستمری جوانان ثبت نام کرده‌اند،

- نسبت جمعیت در طبقه‌ای که برای دریافت کامل سایر تسهیلات پرداختی ثبت نام کرده‌اند (مانند بازنشستگی، مستمری همسران و ...) در سطح سن/جنسیت،

- سه شاخص دور افتادگی (شهر اصلی، ناحیه‌های دور دست و ناحیه‌های نزدیک)،

- ۴ شاخص اقتصادی-اجتماعی (۴ طبقه بر اساس میزان محرومیت با استفاده از شاخص SEIFA<sup>۷</sup>)،

- نسبت جمعیت سرشماری در طبقه‌ی خانوارهای ساکن، شامل یک زوج تنها یا یک زوج با حدّ اقل یک فرزند ۱۵ ساله و بالاتر،

- نسبت جمعیت سرشماری شده در طبقه‌ی خانوارهای ساکن، شامل یک زوج با فرزندان کوچک‌تر از ۱۵ سال،

- نسبت جمعیت سرشماری شده در طبقه‌ی خانوارهای ساکن، شامل یک فرد یا یک فرد با حدّ اقل یک فرزند ۱۵ ساله و بالاتر، و

- نسبت جمعیت سرشماری شده در طبقه‌ی خانوارهای ساکن، شامل یک فرد با فرزندان کوچک‌تر از ۱۵ سال.

انتخاب نمونه در آمارگیری نیروی کار استرالیا از نمونه‌ی پایه‌ی آمارگیری جمعیتی که از چارچوب آمارگیری

جمعیتی به دست آمده است، صورت می‌گیرد. در این نمونه‌گیری که در یک فرایند سه مرحله‌ای خوشه‌ای با طبقه‌بندی

است، ۲۹۰۰۰ خانوار از سراسر استرالیا معادل ۰/۰۰۳۳ جمعیت در نمونه قرار می‌گیرند. در این آمارگیری یک الگوی

چرخش شامل ۵ موج مورد استفاده قرار می‌گیرد و هر واحد مسکونی برای ۵ فصل در نمونه باقی می‌ماند و یک پنجم

نمونه در هر فصل جایگزین می‌شود.

<sup>7</sup> Socio-Economic Indexes For Areas