سیاست اجتماعی و خانواده‌های گسترده: شواهدی از برنامهٔ بازنشستگی در افریقای جنوبی*

ماریان برتراند، سِندهیل مولناتبان، داگلس میلر**

ترجمهٔ دکتر هرمز همایون‌پور

از اوایل دههٔ ۱۹۹۰،برنامهٔ بازنشستگی جمهوری افریقای جنوبی به‌جمعیت سیاهان آن‌کشور شمول یافت. مستمری بازنشستگی در آن سال معادل ۳۷۰ راند[1] در ماه بود که حدود دو برابر درامد میانگین افریقاییان ساکن در مناطق روستایی محسوب می‌شد. این مستمری، به بیش از ۸۰ درصد از زنان بالای ۶۰ سال و ۷۷درصد ازمردان بالای ۶۵سال (جملگی ازافریقایی‌های سیاه‌پوست) پرداخت شد.

با آنکه از گذشته عده‌ای از سیاستگذاران و برنامه‌ریزان با پرداخت نقدی مزایای تأمین اجتماعی موافق بوده‌اند و این شیوه را در کشورهای عقب‌مانده بر تأمین مستقیم امکانات آموزشی و درمانی مرجح می‌دانند، عده‌ای از صاحب‌نظران دیگر با این کار موافق نیستند و علاوه بر مشکلاتی چون نقص نظام اطلاعاتی و نبود امکانات توزیع، پرداخت نقدی را مروج فساد و نیز مشوق بیکاری و کم‌کاری می‌شمرند.

---

* The World Bank Economic Review, Vol. 17, No. 1, 2003.

** ماریان برتراند، دانشیار دانشکدهٔ مدیریت بازرگانی، دانشگاه شیکاگو؛ سندهیل مولناتابان، دانشیار مؤسسهٔ تکنولوژی ماساچوست (MIT) در رشتهٔ اقتصاد؛ داگلس میلر، دانشیار دانشگاه کالیفرنیا، دیویس، در رشتهٔ اقتصاد.

۱. راند (Rand)، واحد پول جمهوری افریقای جنوبی و برابر با حدود $\frac{1}{4}$ دلار و شامل یکصد سنت است. ـ م

در مقالهٔ زیر، سه تن از پژوهشگران، بر پایهٔ تحقیق گسترده خود در افریقای جنوبی، به ارزیابی برنامهٔ بازنشستگی آن کشور پرداخته‌اند.ــ م.

منابع مالی چگونه به خانواده‌های گسترده در کشورهای رو به توسعه تخصیص می‌یابد؟ در اینجا، این پرسش بر پایهٔ یک تجربه یگانه اجتماعی ــ یعنی برنامهٔ بازنشستگی افریقای جنوبی ــ بررسی می‌شود. طبق این برنامه به سالمندان نوعی مستمری نقدی پرداخت می‌شود که کمابیش برابر است با دو برابر درامد سرانهٔ افریقایی‌ها [در مناطق روستایی] در افریقای جنوبی. در این بررسی، مطالعه می‌شود که این نقل و انتقال نقدی چه تأثیری بر عرضهٔ کار جوانانی دارد که در کنار سالمندان مزبور در خانواده‌های گسترده زندگی می‌کنند. مطالعهٔ ما نشان می‌دهد که میزان ساعتهای کارِ جوانان این خانواده‌ها، وقتی زنان خانواده به ۶۰ سالگی و مردان خانواده به ۶۵ سالگی می‌رسند، که سن قانونی بازنشستگی است، به شدت کاهش می‌پذیرد. همچنین، نشان می‌دهد که کاهش در عرضهٔ کار وقتی زنان دریافت‌کنندهٔ مستمری بازنشستگی هستند، خیلی زیادتر است که گویای وضعیت ناقص تمرکز و توزیع منابع مالی در خانوار است. تخصیص منابع مالی به جوانان، بستگی کامل به جنسیت و سن مطلق و نیز سن نسبی آنها دارد. پسر ارشد خانواده معمولاً بیش از هر یک از دیگر جوانان عضو خانواده ساعتهای کارش را کاهش می‌دهد.

در بسیاری از کشورهای رو به توسعه غالباً خانواده‌های بزرگ گسترده در کنار هم زندگی می‌کنند. مسکن مشترک، احتمالاً نشانهٔ اشتراک در سایر منابع ــ و از همه مهمتر، منابع پولی ــ است. اگر این‌گونه اشتراک در منابع عمومیت داشته باشد، سیاست اجتماعی ممکن است به پیامدهایی خارج از انتظار منجر شود. مبلغی که مقرر بوده به گروه جمعیتی معینی پرداخت شود، می‌تواند در نهایت نصیب قوم و خویش‌هایی شود که در مسکنی واحد زندگی می‌کنند. این که در نهایت چه کسی از این پول بهره‌مند می‌شود، به ترتیباتی از نظر اشتراک در منابع که در آن خانوادهٔ جاری است، بستگی دارد.

درمقالهٔ حاضر،به منظور شناخت چگونگی نقل وانتقال منابع مالی درخانواده‌های گسترده[1]،

---

۱. در باب نقل و انتقال منابع در خانواده‌های نزدیک و به هم پیوسته (زن و شوهر یا والدین و فرزند جوان؛ Close Family)، بررسیهای متعددی صورت گرفته است. لاندبرگ و پولاک (۱۹۹۶) مطالعه‌ای جامع عرضه داشته‌اند. انسان به راحتی می‌تواند فرض کند که در خانواده‌های نزدیک حتماً نقل و انتقال منابع وجود دارد، مثلاً بین والدین و فرزندان جوان. از نظر انتقال منابع در خانواده‌های گسترده، شواهد اندکی در ایالات متحد ←

برنامهٔ نامتعارف مستمری بازنشستگی در جمهوری افریقای جنوبی بررسی می‌شود. مطابق این برنامه، مبلغ نقدی عمده‌ای به صورت یک‌جا[1] به فرد بازنشسته پرداخت می‌شود که حدود دو برابر درامد سرانهٔ خانواده‌های افریقایی است. زنان با ۶۰ سال و مردان با ۶۵ سال سن مشمول دریافت این مستمری می‌شوند.[2] عمده بودن منابع پرداختی، زمینه را برای بررسی تجربی امر مناسب می‌کند و اجازه می‌دهد با دقتی بسیار بیشتر از شرایطی که پرداختها اندک باشد به مطالعهٔ چگونگی گردش پولها اقدام شود. آیا مستمری بازنشستگی، بجز افراد بازنشسته، در نهایت نصیب اعضای دیگر خانواده نیز می‌شود؟ اگر پاسخ مثبت است، چه میزان از مبلغ نقدی دریافت شده منتقل می‌شود و کدام یک از اعضای خانواده بیشترین سهم را نصیب می‌برد؟

برای گرفتن پاسخ این پرسشها، به بررسی عرضهٔ کار از طرف اقوام و منسوبانی پرداخته‌ایم که با مستمری بازنشستگی عضو سالمند خانواده زندگی می‌کنند. این نوع برخورد با موضوع دارای دومزیت است. اول، بررسیهای نوعی مربوط به خانوارها معمولاً اجازه نمی‌دهد که میزان انتقال‌ها به هر یک از اعضای خانوار به‌طور مستقیم اندازه‌گیری شود. آمار و اطلاعاتِ مورد استفاده در بررسی حاضر نیز از این قاعده مستثنا نیست. اطلاعات مربوط به هزینه‌ها، میزان مصرف را در کل خانواده و نه به نسبت هر فرد اندازه‌گیری می‌کند. فقط اندکی از اقلام مصرفی به اندازهٔ کافی وجه انحصاری دارند که آنها را بتوان با جنس یا گروهی معین تطبیق داد.[3] در عین حال، باید متوجه اوقات فراغت هم بود که کالایی است که به آسانی می‌تواند در این معادله ایفای نقش کند (چیاپوری، ۱۹۹۲). اطلاعات مربوط به عرضهٔ کار می‌تواند (دست کم تا حدودی) برای شناخت چگونگی تقسیم مستمری بازنشستگی میان جوانان خانوار مورد استفاده قرار گیرد.

← امریکا مشاهده شده است (التونجی و دیگران ۱۹۹۲). بنابر این شواهد، این‌گونه انتقالها در آن کشور زیاد نیست. در عین حال، به هیچ رو مسلم نیست که چنین شواهدی را بتوان به اقتصادهای در حال رشد، که خانواده‌های گسترده معمولاً زیر یک سقف زندگی می‌کنند، تعمیم داد.

1. lamp-sum

۲. منابعی که در بررسی حاضر مورد استفاده قرار گرفته است، مردم افریقای جنوبی را به چهار گروه اجتماعی طبقه‌بندی می‌کند: سفیدپوست، رنگین‌پوست، هندی‌تبار و افریقایی. در بررسی ما، فقط خانواده‌های افریقایی مطالعه شده‌اند. انتقال منابع، از لحاظ نظری، بر آزمون استطاعت مالی مبتنی است اما، در عمل، این آزمون بر افریقایی‌ها که درامدشان غالباً از سطح مورد نظر آزمون بسیار کمتر است تأثیری ندارد.

۳. سبرامانیان و دیتن (۱۹۹۱)، برای بررسی تبعیض‌های ناشی از جنسیت کودکان، از هزینه‌های مربوط به کالاهای بزرگسالان، نظیر الکل و دخانیات، استفاده می‌کنند. براونینگ و دیگران (۱۹۹۴)، برای مطالعهٔ مقررات مشترکِ ناظر بر زوج‌ها، هزینه‌های مربوط به لباس زنان و مردان را به کار می‌برند.

مزیت دوم آن است که پاسخ به چگونگی عرضهٔ کار می‌تواند به روشنی نشان دهد که کیفیت بازتوزیع مستمری در درون خانواده چه پیامدهای غیرمنتظره‌ای به بار می‌آورد. از آنجا که مستمری اجتماعی معطوف به گروهی است که کم و بیش به صورت بالفعل از بازار کار خارج شده است و مبتنی است بر یک متغیرِ تعدیل‌ناشدنی، یعنی سن، می‌توان انتظار داشت که تأثیری اندک بر عرضهٔ کار داشته باشد.[1] از سوی دیگر، وقتی بازتوزیع در درون خانوار صورت گیرد، به سبب آنکه جوانانی که از قِبَل مستمری بازنشستگی زندگی می‌کنند از ساعتهای کار خود می‌کاهند، انباشت نیروی کار ممکن است کاهش پذیرد. میزان تأثیر این امر بستگی دارد به جهت و شدت جریان بازتوزیع در درون خانوارها.

شواهد و مقالات روزنامه‌ها هشدار می‌دهند که مستمری بازنشستگی کاملاً احتمال دارد بر میزان عرضهٔ کارِمنسوبان و اقوامِ بهره‌مند تأثیرکند. یکی از این مقاله‌ها چنین می‌گوید: «تأثیر مستمری بازنشستگی براجتماعات دارای نرخ بالای‌بیکاری عظیم بود، وخانوارهای چندنسلی همچون صورتی فلکی به دور شخصِ دریافت‌کنندهٔ مستمری حلقه می‌زدند» (نگورو، ۱۹۹۸). مقاله‌ای دیگر،وضع «پنج فرزند یک مستمری‌بگیراکه‌بااو در آپارتمان دو اتاقه‌اش زندگی می‌کنند»، به این شکل توصیف می‌کند: «این فرزندان وقتی بتوانند کار پیدا کنند، به درامد خانوار کمک می‌کنند. اما هیچ یک از آنها شغلی تمام وقت ندارد» (کیلرز، ۱۹۹۸). البته، این روایتها صددرصد دقیق نیستند، لکن برای آمارهایی که در اینجا عرضه می‌کنیم پس‌زمینه‌ای گویا فراهم می‌سازند.

بررسی ما نشان می‌دهد که وقتی یکی از اعضای سالمند خانوار به آستانهٔ بازنشستگی می‌رسد، چگونه درامد خانوار افزایشی چشمگیر پیدا می‌کند؛ و از همین امر، به تأثیر مستمری بازنشستگی بر عرضهٔ کار می‌رسد. نتیجه بررسی این است که مستمری بازنشستگی تأثیر شدیدی بر کاهش عرضهٔ کار جوانان عضو خانوار دارد، و هم ساعتهای کار و هم کارهای حاشیه‌ای و غیرحاشیه‌ای از این امر تأثیر می‌پذیرد. وقتی زنی به ۶۰ سالگی و مردی به ۶۵ سالگی می‌رسد، اثری کاملاً روشن و قاطع بر کارِ آن اعضایی از خانوار که به سن اشتغال رسیده‌اند، برجای می‌گذارد و عرضهٔ کار از سوی آن خانوار به شدت کاهش می‌یابد. به تقریب آنکه، سن سالمندان، بجز در این مقطع، ظاهراً تأثیری بر عرضهٔ کار ندارد.

از آنجا که سن مطلق، سن نسبی و جنسیت، بر میزان عرضهٔ نیروی کار مؤثرند، در جریان

---

۱. از آنجا که مستمری بازنشستگی میزان درامد آینده مورد انتظار جوانان را افزایش می‌دهد، ممکن است بر عرضهٔ کار تأثیر کند.

بازتوزیع منابع مالی عناصری با اهمیت به شمار می‌روند. اگر ترکیب خانواده را ثابت فرض کنیم، بررسی ما نشان می‌دهد که پولی که به زنان مستمری‌بگیر تعلق می‌گیرد، تأثیر بیشتری از مستمری مردان بازنشسته بر کاهش عرضهٔ کار دارد. این تأثیرِ جنسیتی بر جریان گردش منابع مالی، مؤید آن است که الگوهای ترجیح عمومی خانواده، که خانواده را به مثابهٔ عامل فزایندهٔ نقش مطلوب مشترک تلقی می‌کند و منبع درامد بازنشستگی برای آن اهمیتی ندارد، ممکن است با این خانواده‌های گسترده چندان سازگار نباشد.

مطالعه ما همچنین نشان می‌دهد که هر راندی که سالمندان به عنوان مستمری دریافت می‌کنند، از لحاظ کاهش عرضهٔ نیروی کار، تأثیر کمتری بر زنان جوان آمادهٔ کار در قیاس با مردان جوان همقطار آنها دارد. به‌علاوه، به نسبتی که سن جوانان عضو خانواده بالا می‌رود، ساعتهای کار آنها کاهش پیدا می‌کند. و درنهایت، مطالعهٔ ما، پس از منظور داشتن تأثیرهای متمایز جنسیت و سن بر مستمری بازنشستگی، به این نتیجه می‌رسد که بزرگترین جوانِ مذکر خانواده بیش از دیگر جوانان عضو آن خانواده در عرضهٔ کار خود کاهش می‌دهد.

خلاصه آنکه، هر چند برنامهٔ مستمری بازنشستگی جمهوری افریقای جنوبی با این هدف به اجرا در آمد که سطح زندگی سالمندانی را که به طرحهای بازنشستگی خصوصی دسترسی ندارند بهبود بخشد، نتایج کار نشان می‌دهد که به سبب بازتوزیع درونی خانواده، شمار آن گروه جمعیتی که قرار بوده از این برنامه بهره‌مند شوند به میزان عمده‌ای کاهش یافته است. دست‌کم بخشی از وجه نقدی بازنشستگی نصیب کسانی می‌شود که هدف این برنامه نبوده‌اند: افراد جوانی که با مستمری‌بگیران زندگی می‌کنند.

۱. برنامه بازنشستگی سالمندان

برنامه اجتماعی بازنشستگی در افریقای جنوبی، که سابقه‌اش به دههٔ ۱۹۲۰ باز می‌شود، از لحاظ تاریخی فقط سفیدان افریقای جنوبی را شامل می‌شد.[۱] فروپاشی نظام آپارتهید در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ و اوایل دههٔ ۱۹۹۰ باعث شد که فشارهای شدیدی برای نیل به برابری بیشتر نژادی در حوزهٔ مزایا و استحقاق دریافت مستمری بازنشستگی به دولت وارد شود. بعد از ۱۹۹۲، اصلاحاتی اساسی در برنامه صورت گرفت تا خانواده‌های افریقایی نیز مشمول آن شوند. در

۱. آگاهیهای بیشتر در باب سابقهٔ تاریخی، وجوه نهادی و چگونگی اجرای عملی این برنامه را می‌توان در این‌کتابها به دست آورد: لوند (۱۹۹۲)، وان دِر برگ (۱۹۹۴) و کِیس و دیتن (۱۹۹۸).

همان مرحله، از نظر نظام توزیع مستمری، تکنولوژی‌های پیشرفته به خدمت گرفته شد تا هم دسترسی به افراد ساکن در مناطق دورافتاده میسّر شود و هم موجبات برابرسازی گروههای نژادی از لحاظ آزمون استطاعت مالی و سطح مزایا فراهم گردد.

واجد شرایط شدن برای دریافت مستمری بازنشستگی عمدتاً به عامل سن وابسته است: فقط زنان بالاتر از ۶۰ سال و مردان بالاتر از ۶۵ سال صلاحیت دریافت حقوق بازنشستگی دارند. در عین حال، برخی مقامات محلی، از این نظر، تفاوت سن مقرر برای زنان و مردان را حذف کرده‌اند. بنابراین، شماری از مردان بین ۶۰ تا ۶۵ ساله، که تعداد آنها کم هم نیست، مستمری بازنشستگی می‌گیرند. (در صفحات بعد، هنگام بررسی و تحلیل آثار حقوق بازنشستگی، این موضوع را بیشتر خواهیم شکافت.)

برنامهٔ بازنشستگی دولتی بر آزمون استطاعت مالی مبتنی است. در نتیجه، بیشتر سفیدان از حوزهٔ شمول آن خارج می‌شوند، در حالی که غالب سیاهان صلاحیت دریافتِ حداکثر مبلغ مستمری را پیدا می‌کنند. کِیس و دیتن (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که ۱۴ درصد از زنان و ۷ درصد از مردان سفیدپوست مستمری می‌گیرند، در صورتی که این ارقام در سیاهان، به ترتیب، به ۸۰ درصد و ۷۷ درصد می‌رسد.[1]

برنامهٔ اجتماعی بازنشستگی در افریقای جنوبی بسیار سخاوتمندانه است. حداکثر مزایا در ۱۹۹۳، سالی که اطلاعات و ارقام مذکور در بررسی حاضر به آن مربوط است، به ماهانه ۳۷۰ راند می‌رسید، که معادل نیمی از درامد ماهانه خانوارهای افریقایی و بیش از دو برابر درامد سرانه سیاهان بود. دور از انتظار هم نبود که چنین نقل و انتقال نقدی بزرگی باعث نوعی بازتوزیع مالی در درون خانوار و بروز واکنش‌های قابل ملاحظه شود، نظیر کاهش گرایش جوانان عضو خانوار به مشارکت در بازار کار، جوانانی که در واقع اساساً هدف کمک برنامه بازنشستگی نبودند.

۲. داده‌ها و چکیدهٔ آمارها

مجموعهٔ داده‌های مورد استفاده در این مقاله، از «بررسی جامع خانوارهای افریقای جنوبی»[2] گرفته شده است. این سنجش حاصل همکاری بانک جهانی و «واحد توسعهٔ افریقای جنوبی» در دانشگاه

---

۱. مقررات ناظر بر آزمون استطاعت مالی، به درامد اعضای خانواده بجز درامد شخص سالمند توجه ندارد (کیس و دیتن ۱۹۹۸). بنابراین، هیچ انگیزهٔ مستقیمی در برنامه پیش‌بینی نشده که مشوق مهاجرت اعضای خانواده یا تجزیه خانواده شود.

2. Integrated Household Survey of South Africa

کیپ تاون است[1] و شامل ۹۰۰۰ نمونهٔ تصادفی از خانوارها در نیمهٔ دوم سال ۱۹۹۳ است. آزمون استطاعت مالی برای برقراری مستمری بازنشستگی به گونه‌ای است که فقط بخش کوچکی از سالمندانِ زن و مرد سفیدپوست اظهار داشته‌اند که دریافت‌کنندهٔ آن هستند، و تعداد دریافت‌کنندگان هندی و رنگین‌پوست افریقای جنوبی، هر چند به نسبت سفیدان بالاتر است، کاملاً درزیر تعداد افریقاییان قرار می‌گیرد (کیس و دیتن ۱۹۹۸). به علاوه، شمار خانوارهای چندنسلی دربین‌افریقایی‌هابه‌مراتب ازسایرگروههای اجتماعی بیشتراست(آردینگتن ولوند۱۹۹۴).

بدین منظور که بررسی ما روی خانواده‌های گسترده متمرکز شود، آن را به خانواده‌های سه‌نسلی (یعنی خانواده‌هایی که دست‌کم دارای یک فرزند، یک ولی و یک پدربزرگ یا مادربزرگ هستند) محدود کردیم. این محدودیت، ناهمگنی را در نمونه‌ها نیز کاهش می‌دهد. بدون این محدودیت، خانواده‌های فاقد شرایط می‌توانستند افرادی را نیز که دور از بزرگتران خود زندگی می‌کنند وارد بررسی کنند. از آنجا که این‌گونه افراد مسلماً با آنهایی که با بزرگتران خود زندگی می‌کنند تفاوت دارند، چنانچه وارد بررسی می‌شدند، باعث نوعی انحراف گزینش[2] می‌گشتند. در صورتی که محدود کردن حوزهٔ بررسی به خانواده‌های سه‌نسلی، تضمین می‌کرد که سن سالمندان تنها عامل متغیر است.

بررسی ما، عرضهٔ کار از سوی افرادی را که در سن اشتغال قرار دارند، یعنی ۱۶ تا ۵۰ ساله‌ها را (سن نمونه)، در خانواده‌های سه‌نسلی مورد سنجش قرار می‌دهد. ۵۰ سالگی را با احتیاط به عنوان سن نهایی انتخاب کردیم تا از هر گونه تأثیر ناشی از گرایش افراد به هر چه زودتر گرفتن مستمری بازنشستگی پرهیز کنیم. در محدودهٔ بررسی ما، بیش از یک سوم افرادِ دارای سن نمونه (۱۶ تا ۵۰ سالگی)، در خانواده‌های سه‌نسلی زندگی می‌کنند. وضع بخش بزرگی از زنان بالای ۶۰ سال و مردان بالای ۶۵ سال نیز چنین است، واقعیتی که کیس و دیتن قبلاً به آن توجه کرده بودند (۱۹۹۸).[3]

متغیر وابسته در غالب رگرسیون‌های مورد استفاده در این مقاله، ساعتهای کار هفتگی افراد دارای سن نمونه است. از هر فرد ۱۶ ساله و بزرگتر سؤال می‌شود: «هفته گذشته چند ساعت کار

---

۱. پایگاه‌داده‌های مورداستفاده دراین‌مقاله رامی‌توان‌به‌طورمستقیم ازطریق www.worldbank.org/html/prdph/lsms به‌دست‌آورد.

2. selection bias

۳. همان‌طور که انتظار می‌رفت، خانوارهایی که دارای سالمند واجد شرایط هستند اما سه‌نسلی نیستند، به‌طورمیانگین، خیلی کوچکترند (به طور متوسط، کمتر از چهار نفر) و نیز سالخورده‌تر هستند.

کردید؟» این سؤالِ مربوط به ساعتهای کار، به همه نوع اشتغال مربوط است: اشتغال منظمِ دستمزدی (خویش‌فرمایان حرفه‌ای)، اشتغال گهگاهی دستمزدی، خویش‌فرمایی در کشاورزی و سایر انواع اشتغال و خویش‌فرمایی. تحلیل ما، گاهی هم از متغیری مجازی[1] برای وضعیت اشتغال، به مثابه عاملی جهت اندازه‌گیری عرضهٔ کار استفاده می‌کند. این متغیر نیز همه انواع اشتغال را دربر می‌گیرد، نه آنکه منحصراً به اشتغال منظم محدود باشد.

بررسی ما، همچنین، به کوتاهی به این نکته می‌پردازد که هرگونه تغییر در وضعیت اشتغال آیا منعکس‌کنندهٔ تغییری در عدم اشتغال یا وضعیت مشارکت نیروی کار نیز هست؟ از افرادی که پاسخ داده‌اند در حال حاضر بیکارند، سؤال می‌شود که آیا در هفتهٔ گذشته جویای شغل بوده‌اند؟ از پاسخ به دو سؤال فوق استفاده می‌شود تا افراد به عنوان شاغل، غیرشاغل، یا خارج از نیروی کار طبقه‌بندی شوند. سپس از افراد خارج از نیروی کار سؤال می‌شود که چرا در هفتهٔ گذشته به دنبال یافتن شغل نبوده‌اند. افرادی که پاسخ دهند چون فکر می‌کردند که «شغل یا کاری موجود نیست»، به عنوان کارگران «دلسرد و مأیوس[2]» در طبقه‌بندی دیگری جای داده می‌شوند.

جدول شمارهٔ ۱، نشانگر میانگین و انحراف معیارِ متغیرهای اصلی مربوط به علائق افریقایی‌های ۱۶ تا ۵۰ ساله‌ای است که در خانوارهای سه‌نسلی زندگی می‌کنند. از آنجا که شناخت تأثیر مستمری بازنشستگی در غایت امر موکول است به وجود یا عدم وجود افرادِ واجد شرط سنی مقرر در خانوار، این میانگین‌ها و انحرافهای معیار به شکل جداگانه نیز برای خانوارهایی که دست‌کم دارای یک فردِ واجد شرایط سنی (زنان بالای ۶۰ سال و مردان بالای ۶۵ سال) هستند و خانوارهای فاقد این وضع سنجیده شده‌اند.

چندین واقعیت قابل توجه از جدول شمارهٔ ۱ استنباط می‌شود. اول، فقط ۲۳ درصد افراد نمونه‌گیری شده شاغل هستند. نرخ اشتغال در بین مردان ۲۶ درصد و در بین زنان ۲۱ درصد است. میانگین ساعتهای کار، ۶ ساعت و ۳ دقیقه، نیز بسیار پایین است. از بین ۷۷ درصد باقیمانده که شاغل نیستند، ۸ درصد فعلاً غیرشاغل و ۲۱ درصد دلسرد و مأیوس‌اند. نرخ پایین اشتغال و نرخهای بالای بیکاری و دلسردی در میان افریقایی‌های دارای سن نمونه، از ویژگیهایی است که در بازارهای کار افریقای جنوبی کاملاً محسوس است.

دوم، از نظر ویژگیهای موجود، تفاوت وضع بین خانوارهای واجد شرایط و غیر آن ناچیز است. برای مثال، از لحاظ آموزشی یا توزیع جغرافیایی، تفاوت چندانی بین نواحی روستایی و شهری

1. dummy variable 2. discouraged

جدول شماره ۱. آمارهای توصیفی، افریقایی‌های ۱۶ تا ۵۰ ساله در خانوارهای سه‌نسلی

متغیرها	تمام خانوارها		خانوارهای واجد شرایط		خانوارهای فاقد شرایط	
	میانگین	تفاوت نمونه‌ها	میانگین	تفاوت نمونه‌ها	میانگین	تفاوت نمونه‌ها
سن	۲۷/۵	۹/۳	۲۷/۵	۸/۷	۲۷/۵	۹/۹
شاغل	۰/۲۲۹	۰/۴۲۰	۰/۲۱۲	۰/۴۰۹	۰/۲۴۶	۰/۴۳۱
ساعتهای کار	۶/۳۲	۱۶/۳۷	۳/۲۱	۱۲/۵۱	۹/۴۵	۱۹/۰۰
غیرشاغل	۰/۰۷۹	۰/۲۷۰	۰/۰۸۷	۰/۲۳۲	۰/۰۷۱	۰/۲۵۶
دلسرد و مأیوس	۰/۲۱۱	۰/۴۰۸	۰/۲۳۲	۰/۴۲۲	۰/۱۹۱	۰/۳۹۳
کلاس چهارم و بالاتر	۰/۷۵۴	۰/۴۳۱	۰/۷۴۸	۰/۴۳۴	۰/۷۶۰	۰/۴۲۷
کلاس هشتم و بالاتر	۰/۳۴۸	۰/۴۷۷	۰/۳۳۸	۰/۴۷۳	۰/۳۶۰	۰/۴۸۰
نام‌نویسی در دانشگاه	۰/۱۳۰	۰/۳۳۶	۰/۱۲۸	۰/۳۳۵	۰/۱۳۲	۰/۳۳۸
اندازه خانوار	۸/۸۱	۳/۶۲	۹/۱۳	۳/۸۸	۸/۵۰	۳/۳۰
روستایی	۰/۶۸۳	۰/۴۶۵	۰/۷۰۷	۰/۴۵۵	۰/۶۶۰	۰/۴۷۴
شهری	۰/۱۶۶	۰/۳۷۲	۰/۱۵۲	۰/۳۵۹	۰/۱۸۰	۰/۳۸۴
مرکزنشین	۰/۱۵۱	۰/۳۵۸	۰/۱۴۱	۰/۳۴۸	۰/۱۶۱	۰/۳۶۷
بیمار	۰/۰۶۵	۰/۲۴۶	۰/۰۷۳	۰/۲۶۱	۰/۰۵۶	۰/۲۳۰
کل درامد	۱۳۲۵	۱۸۳۳	۱۳۱۸	۱۲۴۶	۱۳۳۳	۲۲۷۲
درامد بازنشستگی	۲۰۷	۲۷۵	۳۷۱	۲۷۷	۴۲	۱۴۲
شمار زنان واجد شرایط	۰/۴۵۴	۰/۵۲۶	۰/۹۰۶	۰/۳۷۷	۰	۰
شمار مردان واجد شرایط	۰/۱۶۹	۰/۳۸۳	۰/۳۳۸	۰/۴۸۵	۰	۰

یادداشت: نمونه‌ها شامل مجموعه‌ای از افریقایی‌های ۱۶ تا ۵۰ ساله است که در یک خانوار سه‌نسلی زندگی می‌کنند. اندازه نمونه: تمام خانوارها: ۶/۳۲۶؛ خانوارهای واجد شرایط: ۳/۱۶۹؛ خانوارهای فاقد شرایط: ۳/۱۵۷.

مأخذ: تمام متغیرها از گزارش بانک جهانی / واحد پژوهش توسعه افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳، گرفته شده است.

وجود ندارد. خانوارهایی که از لحاظ سنی صلاحیت دریافت مستمری دارند، کمی بزرگتر از میانگین متعارف هستند (۹/۱ در برابر ۸/۵)[۱]. یک تفاوت قابل ملاحظه این است که جوانانی که با خانوارهای واجد شرایط زندگی می‌کنند، معمولاً دوران بیماری بیشتری گزارش می‌دهند.[۲]

سوم، ازنظروضعیت اشتغال وساعتهای کار،تفاوت دردونوع ازخانوارها چشمگیراست. تفاوت خام در نرخ اشتغال حدود ۳درصد است. بنا به گزارشهای اکونومتری، این‌گونه تفاوتها، در برآورد تأثیر مستمری مؤثر است.

این تحلیل، نشانگر الگوهای جالب نظر دیگری نیز هست. درامد بازنشستگی در خانوارهای واجد شرایط دریافت به بیش از یک‌چهارم کل درامد خانوار می‌رسد، که نشان از سخاوتمندانه بودن برنامهٔ بازنشستگی اجتماعی افریقای جنوبی دارد. از مجموع ۱/۲۴ عضو واجد شرایط در خانوارهای میانگین، ۰/۹ زنان و ۰/۳۴ مردان واجد شرایط هستند (جدول شمارهٔ ۱). بدین ترتیب، بیشترین بخش درامد بازنشستگی مربوط به زنان عضو خانوار است. بسیاری از خانوارها دارای بیشتر از یک نفر مستمری‌بگیر هستند.

۳. نتایج پایه‌ای

نخستین مجموعهٔ رگرسیونی، عرضهٔ کار از سوی جوانانی را که با سالمندان واجد شرایط زندگی می‌کنند، با جوانانی که چنین وضعی ندارند مقایسه کرده، و تأثیر این امر را هم بر زنان و هم بر مردان نگاه می‌کند (جدول شمارهٔ ۲). هر رگرسیون، علاوه بر متغیر مستمری، شامل یک متغیر برای سن فرد، یک متغیر مجازی به منظور دریافتن اینکه آیا آن فرد کلاس هشتم را به پایان برده است، ۱۴ متغیر مجازی استانی، ۱۳ متغیر مجازی مکانی (روستایی، شهری و ناحیه پایتخت)، یک متغیر مجازی زنان، اندازهٔ خانوار و شمار اعضای خانوار به تفکیک سنین ۰ ـ ۵، ۶ ـ ۱۵، ۱۶ ـ ۱۸، ۱۹ ـ ۲۱ و ۲۲ ـ ۲۴ است.[۳] در تمام این ارقام و ارقامی که در صفحات بعد می‌آید، اشتباههای

---

۱. مطالعه‌ای مشابه که در باب تمام جوانان، و نه فقط آنهایی که در خانوارهای سه‌نسلی زندگی می‌کنند، صورت گرفت، نشان داد که از نظر همین متغیرها تفاوتهای عمده‌ای وجود دارد، که خود مؤید اهمیت گزینش خانوارهای سه نسلی برای مطالعهٔ حاضر است.

۲. می‌توان استدلال کرد که بیماری نزد این خانوارهای افریقایی از شمار مقولات تجملی است، و از همین رو، آن را می‌توان در شمار پیامدهای دریافت مستمری اجتماعی محسوب کرد.

۳. ورود به دانشگاه (کلاس ۱۰) یکی دیگر از عوامل مهم مؤثر در احتمال اشتغال و عدم اشتغال زنان و مردان در افریقای جنوبی است. اگر به پایان بردن کلاس ۱۰ را به جای کلاس ۸ به عنوان عامل دسترسی به کار بریم، در نتیجه تأثیری نخواهد داشت.

معیار[1] تصحیح شده است تا همبستگی نتایج مربوط به داخل گروههای خانوارها ممکن شود.

هم در ساعتهای کار (ستونهای ۱ ـ ۳) و هم در وضعیت اشتغال (ستونهای ۴ ـ ۶) از متغیرهای وابسته استفاده شده است (جدول شمارهٔ ۲). رگرسیون‌های روش معمول کمترین مجذورها[2] را در باب عرضهٔ کار و درامد بازنشستگی دائمی (ستون‌های ۱ و ۴) نشان می‌دهد که درامد بازنشستگی بیشتر، هم ساعتهای کار و هم نرخهای اشتغال را به شدت پایین می‌آورد.

در عین حال، نتایج ساده روش معمول کمترین مجذورها فقط به تغییرات مستمری بازنشستگی که از سن اعضای سالمند خانوار ناشی است مربوط نمی‌شود. با استفاده از اطلاعات بالفعلِ مربوط به دریافت مستمری، برآوردها ممکن است به دلیل وضعیت استحقاق و درامدهای داخل خانواده تا اندازه‌ای فاقد دقت باشد. نرخهای استحقاق بالاست اما کامل نیست، و با آنکه سطح آزمون استطاعت مالی پایین است، پاره‌ای از سالمندان موفق به گرفتن مستمری نمی‌شوند. اگر آنهایی که در عمل مستمری می‌گیرند، با آنهایی که آن را نمی‌گیرند تفاوت داشته باشند، برآوردهای روش معمول کمترین مجذورها ممکن است دقیق نباشد. این امکان را، از طریق بررسی تأثیر استحقاق دریافت مستمری (معیار سن استحقاق) به جای دریافت بالفعل مستمری، تا حدودی از بین برده‌ایم. در خانوارهایی که دست کم دارای یک فرد واجد شرایط از نظر سن ـ استحقاق هستند، در مقایسه با خانوارهایی که چنین وضعی ندارند نیز پاسخِ منفی مشابهی در باب عرضهٔ کار مشاهده می‌شود (ستونهای ۲ و ۵).

این سنجش استحقاق را به آسانی نمی‌توان به یک معیار اقتصادی با معنا (مثلاً، نوعی انعطاف‌پذیری در ارتباط با مزایای بازنشستگی) تبدیل کرد. رگرسیون‌های مرحلهٔ اول همراه با ستونهای ۳ و ۶ نشان می‌دهد که شمار زنان و مردان دارای استحقاق، هر دو، از نظر درامد ماهانهٔ بازنشستگی، عاملی با اهمیت است. ضریب تعداد زنان بالای ۶۰ سال و مردان بالای ۶۵ سال بسیار همانند است. ضریب متغیر ابزاری[3] در باب دریافت مستمری، مندرج در ستونهای ۳ و ۶، حتی از ضریبهای همبستگی روش معمول کمترین مجذورها در ستونهای ۱ و ۴ نیز منفی‌تر است. هر ۱۰۰ راندی که بر مستمری بازنشستگی اضافه شود، عرضهٔ کار هفتگی از سوی جوانان را حدود ۱/۷ ساعت کاهش می‌دهد.[4]

---

1. standard errors 2. ordinary least squares (OLS) 3. instrumental variable (IV)

۴. یکی از دلالتهای این موضوع این است که وقتی درامد بازنشستگی افزایش می‌یابد، درامد خالص خانوار از بازنشستگی بالا می‌رود.

جدول شمارهٔ ۲. تأثیر مستمری بازنشستگی بر ساعتهای کار و وضعیت اشتغال افریقاییهای ۱۶ تا ۵۰ ساله

متغیر[b]	ساعتهای کار			وضعیت اشتغال		
	روش معمول کمترین مجذورها			روش معمول کمترین مجذورها		
	میزان مستمری (۱)	استحقاق دریافت (۲)	ضریب متغیرابزاری[a] (۳)	میزان مستمری (۴)	استحقاق دریافت (۵)	ضریب متغیرابزاری (۶)
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰	-۱۲/۳۲(۱/۱۸)	-	-۱۷/۰۷(۱/۷۸)	-۰/۰۵۳(۰/۰۲۲)	-	-۰/۰۹۹(۰/۰۳۵)
استحقاق مجازی خانوار	-	-۶/۴۰۱(۰/۵۰)	-	-	-۰/۰۴۳(۰/۰۱۱)	-
زن	-۲/۵۵۲(۰/۴۴۷)	-۲/۶۶۶(۰/۴۵۲)	-۲/۶۲۹(۰/۴۵۲)	-۰/۰۶۸(۰/۰۱۲)	-۰/۰۶۹(۰/۰۱۲)	-۰/۰۶۹(۰/۰۱۲)
سن	-۶/۵۲۶(۳/۶۴۰)	-۶/۷۳۲(۳/۷۰۹)	-۶/۵۸۵(۳/۶۱۱)	-۰/۳۹۴(۰/۰۹۰)	-۰/۳۹۵(۰/۰۹۰)	-۰/۳۹۴(۰/۰۹۰)
سن[۲]	۰/۴۰۷(۰/۱۸۷)	۰/۴۱۲(۰/۱۹۰)	۰/۴۰۴(۰/۱۸۵)	۰/۰۲۲(۰/۰۵۵)	۰/۰۲۲(۰/۰۵۵)	۰/۰۲۱(۰/۰۵۵)
سن[۳]	-۰/۰۱۰(۰/۰۰۴)	-۰/۰۱۰(۰/۰۰۴)	-۰/۰۱۰(۰/۰۰۴)	-۰/۰۰۰۴(۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۰۰۴(۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۰۰۵(۰/۰۰۰۱)
سن[۴]×۱۰۰۰	۰/۰۸۲(۰/۰۳۲)	۰/۰۸۱(۰/۰۳۲)	۰/۰۸۰(۰/۰۳۲)	۰/۰۰۳۶(۰/۰۰۰۸)	۰/۰۰۳۶(۰/۰۰۰۸)	۰/۰۰۳۶(۰/۰۰۰۸)
کلاس هشتم یا بیشتر	۱/۴۸۵(۰/۴۶۶)	۱/۲۶۲(۰/۴۶۸)	۱/۵۲۰(۰/۴۶۹)	۰/۰۶۴(۰/۰۱۲)	۰/۰۶۲(۰/۰۱۲)	۰/۰۶۴(۰/۰۱۲)
R^2	۰/۱۲۶	۰/۱۲۳	-	۰/۱۹۲	۰/۱۹۳	-

یادداشت: ارقام مندرج در پرانتزها نشانگر اشتباههای معیارند. اشتباههای معیار تصحیح شدهاند تا تأثیرهای گروه در درون شاخههای خانوار مورد مطالعه روشن شود. اندازهٔ نمونه در تمام رگرسیونها ۶/۳۲۶ است.

a. درامد بازنشستگی با شمار زنان و مردان واجد شرایط در خانوار مطابق شده است.

b. دیگر اقلامی که در رگرسیون منظور شده، ۱۴ شاخص استانی، ۳ شاخص مکانی (شهری، روستایی، ناحیه متروپل)، اندازهٔ خانوار و شمار اعضای خانوار با سنین ۰ ـ ۵، ۶ ـ ۱۵، ۱۶ ـ ۱۸، ۱۹ ـ ۲۱ و ۲۲ ـ ۲۴ است.

مأخذ: تمام متغیرها نقل است از: بررسی بانک جهانی/ واحد تحقیقات توسعهٔ افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳.

میزان تأثیر این عوامل چه اندازه است؟ برای ساده کردن بحث، فرض کنید که مستمری بازنشستگی بین همهٔ جوانان عضو خانوار به تساوی تقسیم می‌شود.[1] از آنجاکه تعداد جوانان در میانگین خانوار به ۴/۷ می‌رسد، بنابر ضریب ۱۷/۰۷-، هر ۱۰۰۰ راند تغییر در درامد فردی باعث کاهش ساعتهای کار به میزان ۱۷/۰۷- برابر ۴/۷ می‌شود (جدول شمارهٔ ۲). درامد میانگین فردی در خانوار (یعنی تقسیم درامد خانوار به جوانان عضو خانوار) معادل ۲۷۲ است. میانگین ساعتهای کار به ۴۱/۴ می‌رسد.[2] مقیاس‌سازی[3] با اینها، در ارتباط با ساعتهای کار و درامد، یک انعطاف ۱۷/۰۷- بار نسبت به ۴/۷ بار ایجاد می‌کند. اگر به این نوسانها صرفاً از زاویه درامد خالص نگاه کنیم، اندازه آنها بزرگ می‌شود (ایمبِنس و دیگران، ۱۹۹۹، دربارهٔ ارقام امریکا). این نوسانها چنانچه فرض کنیم که مستمری بین تعداد بیشتری از اعضای خانوار تقسیم می‌شود، حتی از این هم حالت منفی شدیدتری می‌گیرد.[4] یکی از دلایل احتمالی این گستردگی زیاد نوسانها، در مرحلهٔ اول، نرخهای بسیار پایین اشتغال است که نرخ برگشت نهایی را کاملاً پایین می‌آورد و در عمل هزینهٔ اوقات فراغت را کاهش می‌دهد.

تأثیرات بر مردان و زنان

رگرسیون‌های مربوط به جوانان مذکر و مؤنث افریقایی نیز جداگانه برآورد شده است (جدول شمارهٔ ۳). مستمری بیشتر، تأثیر زیادی بر کاهش ساعتهای کار و وضعیت اشتغال جوانان مذکر افریقایی دارد. مستمری بیشتر، در ساعتهای کار جوانان مؤنث نیز همین تأثیر را دارد، اما به میزانی کمتر (۰/۰۱- در مقابل ۰/۰۱۵). تنها متغیری از نظر عرضهٔ کار که ظاهراً از حضور سالمندان واجد شرایط دریافت مستمری تأثیر زیاد نمی‌پذیرد، وضعیت اشتغال زنان است (ستونهای ۲ و ۵).

---

۱. البته، این تقسیم به تساوی مستمری بازنشستگی بین جوانان خانوار، همان‌طور که در بخشهای بعدی مقاله نشان داده می‌شود، در عمل هرگز اتفاق نمی‌افتد.

۲. این اندازه‌گیری بر مبنای ساعتهای بالفعل کار است، زیرا تأثیر آن بر تصمیم مربوط به کارکردن یا نکردن جداگانه مورد توجه قرار می‌گیرد.

3. scaling

۴. این فرض که جوانان خانوار تمام درامد بازنشستگی را می‌گیرند تا چه اندازه معقول است؟ نتایجی که در صفحات بعد به آنها می‌رسیم، نشان می‌دهد که زنان به پرسش مربوط به درامد بازنشستگی کمتر پاسخ می‌دهند، که به این معناست که مردان سهم نامتناسبی از این درامد می‌برند. دوفلو (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که بازنشستگی اجتماعی باعث بهبود وضع انسانی دختران زیر ۵ سال شده است، که مؤید آن است که بخشی از مستمری بازنشستگی صرف کودکان می‌شود.

جدول شمارهٔ ۳. تأثیر مستمری بازنشستگی بر ساعتهای کار و وضعیت اشتغالِ زنان و مردان افریقایی بین ۱۶ تا ۵۰ ساله

متغیر[b]	ساعتهای کار		وضعیت اشتغال			
	روش معمول کمترین مجذورها			روش معمول کمترین مجذورها		
	میزان‌مستمری	استحقاق‌دریافت	ضریب‌متغیرابزاری[a]	میزان‌مستمری	استحقاق‌دریافت	ضریب‌متغیرابزاری
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
مردان						
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰	-۱۵/۱۳(۱/۷۲)	–	-۲۲/۴۸(۲/۷۲)	-۰/۰۹۸(۰/۰۳۴)	–	-۰/۲۰۱(۰/۰۵۶)
صلاحیت مجازی خانوار	–	-۸/۷۰۳(۰/۸۴۹)	–	–	-۰/۰۸۶(۰/۰۱۸)	–
R^2	۰/۱۶۳	۰/۱۶۶	–	۰/۲۳۴	۰/۲۳۴	–
زنان						
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰	-۱۰/۲۹(۱/۱۱)	–	-۱۳/۲۷(۱/۷۳)	-۰/۰۱۸(۰/۰۲۹)	–	-۰/۰۲۳(۰/۰۴۳)
صلاحیت مجازی خانوار	–	-۴/۸۱۰(۰/۶۴۶)	–	–	-۰/۰۱۳(۰/۰۱۴)	–
R^2	۰/۱۰۷	۰/۱۰۰	–	۰/۱۷۸	۰/۱۷۸	–

یادداشت: ارقام مندرج در پرانتزها نشانگر اشتباههای معیارند. اشتباههای معیار تصحیح شده‌اند تا تأثیرهای گروه در درون شاخه‌های خانوار مورد مطالعه روشن شود. اندازهٔ نمونه، برای مردان ۲/۵۳۲ و برای زنان ۳/۷۹۴ است. دیگر اقلامی که در رگرسیون‌ها منظور شده، معیار سن، شمار مجازی اعضای خانوار با سنین ۰ ـ ۵، ۶ ـ ۱۵، ۱۶ ـ ۱۸، ۱۹ ـ ۲۱ و ۲۲ ـ ۲۴ است.

a. درامد بازنشستگی با شمار زنان و مردان واجد شرایط در خانوار مطابق شده است.

مأخذ: تمام متغیرها نقل است از: بررسی بانک جهانی/ واحد تحقیقات توسعهٔ افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳.

با آنکه نقطهٔ برآورد در اینجا منفی است، از لحاظ آماری مؤثر نیست. در مشخصات مورد ترجیح (ستونهای ۳ و ۶)، تأثیر امر بر ساعتهای کار مردان (۲/۲) به مراتب از تأثیر آن بر ساعتهای کار زنان (۱/۳) بیشتر است. از نظر احتمال عدم اشتغال، تفاوتی بین خانوارهای واجد شرایط و خانوارهای فاقد شرایط مشاهده نمی‌شود. همچنین، نشانه‌ای از آنکه بازنشستگی اجتماعی بر احتمال یأس و دلسردی می‌افزاید ملاحظه نشد.

۴. تأثیرات اشتباهی احتمالی

در بررسی خود، سپس به این احتمال توجه کرده‌ایم که برآوردهای ما از تأثیرات مستمری بازنشستگی ممکن است انحرافی باشد و تأثیرات سایر عوامل و تفاوتهای بررسی‌نشده را صرفاً به مستمری بازنشستگی نسبت دهد، یا به برخی تغییرات رفتاری دیگرِ ناشی از برنامه، و نه به کاهش عرضهٔ کار، معطوف باشد.

تأثیر مستقیم حضور سالمند در یک خانوار

نتیجهٔ مهمی که در اینجا گزارش شده این است که افرادی که در خانوارهای واجد شرایط دریافت مستمری زندگی می‌کنند، وضعی کاملاً متفاوت با افرادی دارند که در خانوارهای فاقد شرایط بسر می‌برند. برای مثال، مردان و زنان جوانی که در خانوارهای واجد شرایط زندگی می‌کنند، کمی جوانتر از همتاهای خود در خانواده‌های فاقد شرایط هستند. به علاوه، خانوارهای واجد شرایط، به‌طور میانگین، گسترده‌ترند. قابل تصور است که جوانانی که با افراد سالمند زندگی می‌کنند، هم آمادگی کمتری برای کارکردن دارند، هم کمتر به دنبال کار می‌گردند، یا اساساً احتمال اشتغال برای آنها کمتر است. اگر این تصور درست باشد، آنگاه برآوردهای مربوط به تأثیر مستمری بازنشستگی دچار انحراف می‌شود، زیرا تأثیراتی را که به تفاوتهای دیگر مربوط است، به مستمری بازنشستگی نسبت می‌دهد.

از چندین زاویه به این احتمال پرداخته‌ایم. اول، غیرخطی (بودن)[1] دریافت مستمری، به مثابهٔ کارکردی از اعضای سالمند خانوار بررسی شده است تا تأثیر مستمری به شکل بهتری از

1. nonlinearity

این‌گونه عوامل و احتمال‌های اشتباهی متمایز شود. مقررات برنامهٔ بازنشستگی، شکلی مشخص برای این وضعیت‌های غیرخطی پیش‌بینی می‌کند: حضور زنان بیش از ۶۰ سال و مردان بیش از ۶۵ سال باید تأثیر زیادی داشته باشد.

برای بررسی این موضوع که ساعتهای کار جوانانی که در خانوارهای سه‌نسلی زندگی می‌کنند چگونه بر حضور سالمندان مرتبط با گروههای دیگر سنی تأثیر می‌کند، تأثیر عرضهٔ کار جوانانی که با سالمندان واجد شرایط بسر می‌برند، نخست با تأثیر زندگی کردن با سالمندان فاقد شرایط مقایسه شده است. حضور یک سالمند فاقد شرایط در یک خانوار، چه از لحاظ آماری و چه از نظر اقتصادی، تأثیر مهمی بر ساعتهای کار جوانان آن خانوار ندارد (جدول شمارهٔ ۴). اما، همان‌طور که قبلاً هم نشان دادیم، زندگی کردن با یک سالمند واجد شرایطِ دریافت مستمری بازنشستگی، تأثیر چشمگیری بر ساعتهای کار دارد.

برای پالایش بیشتر این یافته‌ها، رگرسیون‌هایی در ارتباط با این طبقات سنی: ۵۰ ـ ۵۵، ۵۵ ـ ۶۰، ۶۰ ـ ۶۵ و ۶۵ به بالا اضافه شده است (ستون دوم). ضرایب مربوط، آشکارا، نشانگر تأثیر منفیِ حضور فردی سالمندتر از ۶۵ سال است. از سوی دیگر، حضور سالمندان ۵۰ ـ ۵۵ و ۵۵ ـ ۶۰ ساله ظاهراً هیچ تأثیر قابل توجه اقتصادی و آماری بر ساعتهای کار جوانان عضو خانوار ندارد. به‌علاوه، آمارهای آزمون[1]، این فرضیه را که ضریبهای پیش از واجد شرایط شدن با ضریب‌های پس از استحقاق برابر هستند کاملاً مردود می‌کنند (جدول شمارهٔ ۴).

با آنکه این نتایج مؤید شواهدی قاطع هستند، هنوز این احتمال وجود دارد که سن سالمند دارای تأثیری مستقل و غیرخطی باشد. شاخص‌تر از همه اینکه، سالمندانِ خیلی فرتوت احتمال کامل دارد که مشکلات درمانی داشته و نیازمند مراقبت دائم در خانه باشند. این امر ممکن است جوانانی را که با این‌گونه سالمندان فرتوت زندگی می‌کنند، ناچار به کاهش ساعتهای کار کند تا به وظایف مراقبتی در داخل خانه بپردازند.[2]

---

1. test statistics

۲. در نگاه اول، این قضیه با آنچه در این باب گفتیم که مردان در ساعتهای اشتغال خود کاهش بیشتری از زنان می‌دهند ناسازگار به نظر آید. اگر این زنانند که عمدتاً وظایف مراقبتی داخل خانه را برعهده دارند، پس ساعتهای اشتغال بیرونی آنها باید کمتر از مردان باشد. اما می‌توان ادعا کرد که از زنان انتظار می‌رود که هم وظایف مراقبتی را انجام دهند و هم در خارج کار کنند، در حالی که از مردان فقط انتظار انجام دادن یکی از این دو کار می‌رود.

جدول شمارهٔ ۴. تأثیر حضور سالمند بر ساعتهای کار افریقاییهای ۱۶ تا ۵۰ ساله

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
سالمند واجد شرایط در خانوار	-۶/۷۹(۰/۶۴)	—	—	—	—	—	—
سالمند فاقد شرایط در خانوار	-۰/۴۶(۰/۶۳)	—	—	—	—	—	—
افراد ۵۰ ـ ۵۵ ساله در خانوار (تعداد ۵۰-۵۵)	—	-۰/۴۲(۰/۵۰)	-۰/۲۲(۰/۵۰)	-۰/۴۰(۰/۵۰)	-۰/۲۱(۰/۵۰)	—	—
زنان ۵۰ ـ ۵۵ ساله در خانوار (تعداد ۵۰-۵۵ زن)	—	—	—	—	—	-۰/۶۵(۰/۶۷)	-۰/۴۹(۰/۶۷)
مردان ۵۰ ـ ۵۵ ساله در خانوار (تعداد ۵۰-۵۵ مرد)	—	—	—	—	—	-۰/۲۳(۰/۹۶)	-۰/۰۳(۰/۹۵)
افراد ۵۵ ـ ۶۰ ساله در خانوار (تعداد ۵۵-۶۰)	—	-۰/۲۳(۰/۷۰)	-۰/۰۹(۰/۷۱)	-۰/۲۲(۰/۷۰)	-۰/۰۸(۰/۷۱)	—	—
زنان ۵۵ ـ ۶۰ ساله در خانوار (تعداد ۵۵-۶۰ زن)	—	—	—	—	—	-۰/۱۹(۱/۰۴)	-۰/۰۴(۱/۰۴)
مردان ۵۵ ـ ۶۰ ساله در خانوار (تعداد ۵۵-۶۰ مرد)	—	—	—	—	—	-۰/۶۲(۰/۸۶)	-۰/۵۰(۰/۸۷)
افراد ۶۰ ـ ۶۵ ساله در خانوار (تعداد ۶۰-۶۵)	—	-۲/۵۴(۰/۵۸)	-۲/۴۱(۰/۵۸)	-۲/۵۳(۰/۵۷)	-۲/۴۱(۰/۵۷)	—	—
زنان ۶۰ ـ ۶۵ ساله در خانوار (تعداد ۶۰-۶۵ زن)	—	—	—	—	—	-۲/۹۵(۰/۹۴)	-۲/۸۱(۰/۹۳)
مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله در خانوار (تعداد ۶۰-۶۵ مرد)	—	—	—	—	—	-۱/۱۶(۱/۴۱)	-۱/۰۳(۱/۴۱)
تعداد ۶۰-۶۵ مرد × انحراف از مقررات صلاحیت دریافت در منطقهٔ b	—	—	—	—	—	-۷/۴۷(۳/۸۶)	-۷/۴۳(۳/۸۸)
افراد بالای ۶۵ سال در خانوار (تعداد ۶۵ نفر)	—	-۵/۳۷(۰/۵۱)	-۵/۲۱(۰/۵۳)	—	—	—	—

ادامه جدول شمارهٔ ۴.

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
افراد ۶۵ ـ ۷۰ ساله در خانوار (تعداد ۶۵۷۰ نفر)	—	—	—	-۵/۱۷(۰/۵۶)	-۵/۰۳(۰/۷۲)	—	—
زنان ۶۵ ـ ۷۰ ساله در خانوار (تعداد ۶۵۷۰ زن)	—	—	—	—	—	-۶/۶۷(۰/۸۶)	-۶/۵۲(۰/۸۸)
مردان ۶۵ ـ ۷۰ ساله در خانوار (تعداد ۶۵۷۰ مرد)	—	—	—	—	—	-۳/۸۵(۱/۱۹)	-۳/۷۴(۱/۲۰)
افراد بالای ۷۰ سال در خانوار (تعداد ۷۰ نفر)	—	—	—	-۵/۴۹(۰/۵۶)	-۵/۳۱(۰/۵۷)	—	—
زنان بالای ۷۰ سال در خانوار (تعداد ۷۰ نفر زن)	—	—	—	—	—	-۷/۴۷(۰/۷۲)	-۷/۲۸(۰/۷۱)
مردان بالای ۷۰ سال در خانوار (تعداد ۷۰ نفر مرد)	—	—	—	—	—	-۲/۸۷(۱/۱۳)	-۲/۷۶(۱/۱۴)
اعضای بالای ۵۰ سال خانوار با مشکلات درمانی	—	—	-۱/۰۵(۰/۶۹)	—	-۱/۰۴(۰/۶۹)	—	-۰/۹۴(۰/۶۸)
R^2	۰/۱۱۹	۰/۱۲۴	۰/۱۲۵	۰/۱۲۴	۰/۱۲۵	۰/۱۲۹	۰/۱۳۰

یادداشت: ارقام مندرج در پرانتزها نشانگر اشتباههای معیارند. اشتباههای معیار تصحیح شده‌اند تا تأثیرهای گروه در درون شاخه‌های خانوار مورد مطالعه روشن شود. اندازهٔ نمونه، در تمام رگرسیون‌ها ۶/۳۲۶ است. دیگر اقلامی که در رگرسیون‌ها منظور شده، معیار سن، معیاری مجازی برای جنسیت، معیاری مجازی برای کسانی که دست کم کلاس هشتم را تمام کرده‌اند، ۱۴ شاخص استانی ۱۳۰ شاخص مکانی (شهری، روستایی، ناحیه متروپل)، اندازهٔ خانوار، تعداد اعضای خانوار با سنینی ۰ ـ ۵، ۶ ـ ۱۵، ۱۶ ـ ۱۸، ۱۹ ـ ۲۱ و ۲۲ ـ ۲۴ سال است.

a آزمون برابری همبستگی در پایین و بالای صلاحیت دریافت مستری خانوار.

b انحراف از مقررات صلاحیت دریافت در مناطق، افرادی در خانوارهای دارای مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله و فاقد سالمندان واجد صلاحیت که در منطقه بازنشستگی اجتماعی دریافت می‌کند. این متغیر از ۵ تا ۵/۶۷ نوسان دارد.

مأخذ: تمام متغیرها نقل است از: بررسی بانک جهانی/ واحد تحقیقات توسعهٔ افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳.

راهبرد دوم تلاش می‌کند تا به‌طور مستقیم به این مسئله بپردازد. در بررسی، از پاسخ‌دهندگان خواسته شده است تا هر یک از اعضای خانوار را که ظرف دو هفتهٔ گذشته بیمار یا مجروح شده‌اند، «و از جمله افرادی را که دارای مصدومیت و بیماری یا ازکارافتادگی دائمی هستند،» نام ببرند. با آنکه افراد ۵۰ ـ ۵۵ ساله ظاهراً سالمتر از افراد بالای ۵۵ سال هستند (و این امر نسبت به زنان و مردان، هر دو، مصداق دارد)، از نظر آماری هیچ یافته‌ای دایر بر اینکه احتمال بیماری افراد ۶۰ ساله به بالا از افراد ۵۵ ـ ۶۰ ساله بیشتر است به چشم نمی‌خورد. بنابراین، اگر از لحاظ وضعیت سن و سلامتی تفاوتی وجود دارد، ظاهراً به قبل از رسیدن به سن بازنشستگی مربوط می‌شود.

شمار اعضای سالمند خانوار که گزارش کرده‌اند بیمارند، در رگرسیون اشتغال ملحوظ شده است (ستونهای ۳ و ۴). با آنکه ضریب مشکلات درمانی منفی است (هر سالمند بیمار معمولاً به معنای یک ساعت کارِ کمتر است)، تأثیری بر ضریب مستمری بازنشستگی ندارد. این یافته‌ها نشانگر الگوی عدم تداوم مشابهی با ستون ۲ هستند و مؤید آنند که وضعیت سلامت سالمند تأثیری بر یافته‌ها ندارد.

ستونهای ۴ و ۵ تکرار همان مشخصات مندرج در ستونهای ۲ و ۳ هستند، اما تعداد سالمندان بالای ۶۵ سال را به افراد ۶۵ ـ ۷۰ ساله و بالاتر از ۷۰ سال طبقه‌بندی می‌کنند. در نتیجه‌ها و یافته‌ها تغییری حاصل نمی‌شود. ضریبهای مربوط به تمام طبقات سنیِ مادون آستانهٔ بازنشستگی، از نظر آماری تفاوت عمده‌ای با فرضیه هیچ[1] ندارند. اما ضریبهای مربوط به سنین بالاتر از آستانهٔ بازنشستگی، تفاوتهای بااهمیت و منفی دارند. به علاوه، طبق آمارهای آزمون، فرضیه برابری ضریبهای مادون و مافوق آستانهٔ بازنشستگی را می‌توان مردود شمرد (جدول شمارهٔ ۴).

راهبرد سوم به تفاوتهای منطقه‌ای و این موضوع می‌پردازد که برنامهٔ بازنشستگی چگونه در عمل اجرا می‌شود. در برخی مناطق، مقامات محلی از قاعدهٔ مقرر برای سن مردان تخطی کرده و مستمری بازنشستگی را به مردان بین ۶۰ تا ۶۵ ساله نیز پرداخته‌اند.[2] حال، چنانچه نتایج واقعاً به مستمری بازنشستگی ارتباط دارد، پس در مناطقی که از مقررات رسمی برقراری بازنشستگی برای مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله عدول کرده‌اند، باید انتظار داشت که این امر بر عرضهٔ کار خانوار تأثیر

1. null hypothesis

۲. به گزارش کِیس و دیتن (۱۹۹۸)، تفاوت سن از نظر دارا شدن صلاحیت بازنشستگی، با قانون اساسی منافات دارد و در سطح دولت مرکزی مشغول تجدیدنظر در موضوع هستند. برخی مقامات محلی ممکن است از همان سال ۱۹۹۳ به غیرقانونی بودن تفاوت سن برای بازنشستگی توجه داشته‌اند.

کند. به سبب ماهیت غیررسمی عملکرد مناطق مزبور، اطلاعات و ارقام رسمی در این باب که کدام مناطق از مقررات عدول کرده‌اند وجود ندارد اما، با داده‌های موجود، دربارهٔ بخشی از خانوارهای دارای مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله و دیگر سالمندان فاقد شرایطی که گفته‌اند مستمری بازنشستگی می‌گیرند، برآوردهایی تقریبی می‌توان صورت داد.[1] این برآوردها، از ۰ در مقرراتی‌ترین ایالت تا ۰/۶۷ در «خاطی‌ترین» ایالت نوسان دارد.

این ارقام، با متغیر مجازیِ تعداد مردان ۶۰ ـ ۶۵ سالهٔ خانوار تعامل دارد (ستون ۶). تمام گروههای سنی مندرج در ستون ۴، باز هم با طبقه‌بندی‌های جنسیتی تجزیه می‌شوند. نتیجهٔ کار تکان‌دهنده است. هیچ یک از ضریبهای مربوط به قبل از واجد شرایط شدن از نظر آماری تفاوتی با هیچ ندارند. تمام ضریبهای مربوط به بعد از واجد شرایط شدن، بامعنا و منفی هستند. تأثیر مستقیم تعداد مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله (تأثیر در ایالتهایی که از مقررات رسمی پرداخت مستمری تخطی نمی‌کنند)، از نظر آماری تفاوتی با صفر ندارد. حالت تعامل میان تخطی از مقررات بازنشستگی و تعداد مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله، منفی و بامعناست. و در نهایت آنکه، ۱۰ عدد از ۱۲ عدد آمارهای آزمون، فرض برابری ضریبهای قبل و بعد از واجد شرایط شدن را مردود می‌کنند. پس از کنترل شمار سالمندانی که مشکلات درمانی دارند نیز همین نتایج به دست می‌آید (ستون ۷). این نتایج نشان می‌دهد که شمول بازنشستگی بر مردان فاقد شرایط، در واقع، با تأثیر مورد انتظار مستمری مربوط است و، بنابراین، به این استدلال قوت می‌دهد که نتایج به دست آمده تحت تأثیر آثار کاذب سن قرار ندارد.

خلاصه آنکه، نتایج مطرح‌شده در این بخش مؤید پاره‌ای از شواهد چندگانه است دایر بر اینکه آنچه مشخص شده صرفاً تأثیر تصادفی مستمری بازنشستگی است و نه تأثیر مستقیمی که از زندگی کردن با سالمندان سرچشمه گرفته باشد.[2]

---

۱. فراموش نکنید که مستمری بازنشستگی را نه در سطح فردی بلکه در سطح خانوار بررسی می‌کنیم.

۲. کوششی نهایی به عمل آمد تا عوامل نامربوط احتمالی با سن سالمندان و رابطهٔ اشتغال و صلاحیت دریافت مستمری بازنشستگی، در دوران قبل از اصلاحات گستردهٔ برنامهٔ بازنشستگی اجتماعی افریقای جنوبی، بر پایهٔ سرشماری نفوس سال ۱۹۹۱، بررسی شود. این مطالعهٔ مقطعی خانوار، در دوران قبل از گسترش بازنشستگی اجتماعی به خانوارهای افریقایی صورت گرفت. با آنکه روند برابرسازی بازنشستگی اجتماعی از اوایل دههٔ ۱۹۹۰ در جریان بود، فقط از بعد از سال ۱۹۹۲ بود که آزمونهای استطاعت مالی یکسان شد، سطح مزایا برای نژادهای مختلف برابری یافت و تکنولوژی‌های جدید به خدمت گرفته شد تا توزیع مزایا بهبود یابد. بنابراین، هرچند سرشماری ۱۹۹۱ در دوران قبل از شروع اصلاحات برنامه بازنشستگی صورت نگرفت، در زمانی انجام شدکه مستمری بازنشستگی کمترسخاوتمندانه ودسترسی افریقایی‌ها به‌آن بسیارمحدود بود. هیچ شاهدی به ←

آیا پاسخهای مربوط به عرضهٔ کار واقعی است؟

حتی اگر بپذیریم که رگرسیون‌ها نشانگر برخی از آثار تصادفی مستمری بازنشستگی هستند، باز این نگرانی وجود دارد که نتایج به دیگر تغییرات رفتاریِ ناشی از برنامه بازنشستگی مربوط باشند، و نه به کاهش در عرضهٔ کار. برتراند و دیگران (۲۰۰۰) به بررسی گستردهٔ چنین تعبیرهای متفاوتی دست زده‌اند که خلاصهٔ آنها را در زیر می‌آوریم.

اول، آنها به هیچ قرینه‌ای دست نمی‌یابند که آنچه مشاهده کرده‌اند به معنای تغییر اشتغال به کارهای گهگاهی یا کشاورزی باشد، که احتمالاً اندازه‌گیری آنها از اشکال اشتغال منظم دشوارتر است. ساعتهای کار گهگاهی در واقع کاهش نشان می‌دهد و سطح خویش‌فرمایی تغییر نمی‌کند. سطح فعالیتهای تولیدی خانگی، نظیر کشت محصولات کشاورزی یا پرورش چهارپایان، نیز تغییر نمی‌کند. همچنین، شاهدی بر این امر وجود ندارد که جوانانی که با مستمری‌بگیران زندگی می‌کنند، سرمایه‌گذاری بیشتری از نظر سرمایه انسانی صورت دهند. در واقع، این منسوبانِ سالمندتر مستمری‌بگیران، و نه اقوامی که در سن مدرسه رفتن قرار دارند، هستند که بیشترین کاهش را در ساعتهای کار نشان می‌دهند. حالتِ محتمل دیگر این است که یافته‌ها و نتایج بررسی صرفاً نشانگر رفتارهای مهاجرتی باشند. مستمری ممکن است افراد فاقد اشتغال را به زندگی کردن با مستمری‌بگیر برانگیزد، در حالی که افراد شاغل به احتمال قوی به جدا شدن از خانوار برانگیخته می‌شوند. هیچ قرینه‌ای وجود ندارد که الگوهای مهاجرت و اندازهٔ خانواده به شکلی قابل ملاحظه از این متغیرها تأثیر بپذیرند.

۵. توزیع آثار

نتایج بررسی تااینجا شواهدی دایربراین امر عرضه می‌کند که نسبت به مستمری بازنشستگی نوعی بازتوزیع بین جوانانِ درون خانوارصورت می‌گیرد.این‌بخش ازمقاله، تحلیل راگامی به جلو می‌برد و سؤال می‌کند که آیا تجربهٔ افریقای جنوبی می‌تواند به ما بیاموزد که منابع چگونه تخصیص می‌یابد وتصمیمات جمعی درباب عرضهٔ کارچگونه دردرون این خانواده‌های گسترده اتخاذ می‌شود؟

← دست نیامد که با استفاده از داده‌های تحقیق ۱۹۹۳ بر مبنای اطلاعات ۱۹۹۱، آثار شدید منفی اشتغال بر خانوارهای واجد شرایط (۶/۸-) روشن شود. با آنکه پاره‌ای آثار منفی در ارتباط با افراد واجد شرایط سنی در ۱۹۹۱ محسوس است (که با توجه به اینکه دامنهٔ برنامه بازنشستگی در آن زمان بسیار محدود بود تعجبی هم ندارد)، میزان تأثیر این آثار کمتر از یک‌چهارم آثار مستمری ۱۹۹۳ است. نتایج این سرشماری، با تفصیل بیشتر در برتراند و دیگران (۲۰۰۰) آمده است.

آزمونِ یک کاسه کردن درامد[1]

از نظر چگونگی تخصیص منابع در درون خانوار، چندین الگوی نظری برجسته وجود دارد. یکی، که به «الگوی ترجیح عمومی»[2] معروف است، بر این فرض مبتنی است که خانوارها را به وجه احسن می‌توان به عنوان واحدهایی که از یک نقش انحصاری مطلوب حداکثر استفاده می‌کنند توصیف کرد (ساموئلسن، ۱۹۵۶[3]). نتیجهٔ محوریِ الگوی ترجیح عمومی این است که پول، پول است. اینکه چه عضوی از خانوار از پول نهاییِ ناشی از درآمدِ غیرمبتنی بر کار نصیب می‌بَرد، نه بر سطح نهایی مصرف تأثیر دارد و نه بر فراغت‌طلبی یکایک اعضای خانوار. این نتیجه، حتی در شرایط وجود ایثار متفاوت نسبت به اعضای مختلف خانوار نیز به قوت خود باقی می‌ماند. افرادی که سهم بیشتری از منابع می‌برند، در نقش مطلوب و مشترک خانوار از وزن بیشتری برخوردار می‌شوند.

مجموعه‌ای دیگر از الگوها، این عقیده را که خانواده‌ها را می‌توان به یک عامل واحد بهینه‌سازی کاهش داد مردود می‌شمارند. فرض این الگوها بر این است که اعضای خانوار هر کدام ترجیحات متمایزی دارند؛ حال، بر این پایه، الگوها نگاه می‌کنند که چانه‌زنی[4] بین اعضای خانوار چگونه بر تخصیص منابع تأثیر می‌گذارد. چانه‌زنی غالباً متشکل است از یک روند کارامد پارِتویی[5]، نظیر الگویی که در باب چانه‌زنی بین طرفهای مختلف از سوی ناش مطرح می‌شود.[6] وجه محوری این الگوهای چانه‌زنی این است که آن نتیجهٔ ملموس نیرومندی که در الگوی ترجیح عمومی وجود دارد نسبت به آن مصداق ندارد: بلکه کسی که پول را می‌گیرد مطرح است. به علاوه، هر اندازه که قدرت چانه‌زنی یک عضو خانوار بیشتر باشد، بخش بیشتری از منابع به او می‌رسد.

---

1. income pooling 2. common preference model

۳. الگوی ترجیح عمومی را یا می‌توان ناشی از فرض اجماع خانوادگی دانست، نظیر آنچه ساموئلسن می‌گوید (۱۹۵۶)، یا آن را برآمده از رفتار نوع‌دوستانه و ایثارگرانه شمرد، نظیر فرضیهٔ «کودکان فاسد» بِکِر (بکر ۱۹۷۴، ۱۹۸۱).

4. bargaining 5. Pareto eficient process

۶. چندین تن از پژوهشگران، نظیر مانسر و براون (۱۹۸۰)، مک الوری و هورنی (۱۹۸۱) و لوندبرگ و پولاک (۱۹۹۳)، الگوهای چانه‌زنی تعاونی ناش را در باب تخصیص منابع در درون خانوار تکامل بخشیده‌اند. چیاپوری (۱۹۹۱)، به نوبهٔ خود الگویی به‌مراتب عامتر عرضه کرده است که شامل تمام الگوهای چانه‌زنی کارامد پارتو است.

برنامهٔ بازنشستگیِ اجتماعیِ افریقای جنوبی فرصتی استثنایی فراهم می‌کند تا الگوهای ترجیح عمومی و چانه‌زنی جدا از یکدیگر به محک آزمایش و تجربه زده شوند. به گونه‌ای که پیشتر اشاره شد، بازنشستگی اجتماعی افریقای جنوبی، هر چند به طور نظری مبتنی بر آزمون استطاعت مالی است، در عمل عمدتاً به معنای انتقال مبلغی یکجا به خانوارهای افریقایی است. بنابراین، انتقال وجه مستمری، بخصوص وقتی که بر شرط صلاحیت سنی مبتنی است، در جریان تصمیمگیری خانوار نسبت به تخصیص منابع مالی خود، به درامد خانوار یا دیگر متغیرهای درامدی آن وابستگی ندارد. از همین‌رو، می‌توان، با حفظ ترکیب خانواده، به آزمایش دست زد و پرسید که انتقال وجه مستمری به زنان سالمند آیا همان تأثیری را بر عرضهٔ کار جوانان عضو خانوار دارد که پرداخت مستمری به مردان سالمند حاصل می‌کند؟

یافته‌های مندرج در جدول شمارهٔ ۴ نشان می‌دهد که مستمری زنان سالمند احتمالاً تأثیر منفی بیشتری از مستمری مردان سالمند بر عرضهٔ کار جوانان عضو خانوار دارد. ضریبِ مربوط به زنانی که فراتر از آستانهٔ شرایط بازنشستگی قرار دارند، (از لحاظ ارزش مطلق) به شکلی نظام‌مند از مردانی که دارای شرایط مشابه هستند بیشتر است. وقتی ساعتهای کار زنان و مردان، هر دو، بر مبنای مجموعه‌ای از عوامل جغرافیایی، فردی و خانوادگی سنجیده شود، و تعداد زنان و مردانِ واجد شرایط سنی نیز به این عوامل افزوده گردد، ضریب مربوط به زنان واجد شرایط بیش از دو برابر مردان مشابه است (ستون ۱ از جدول شمارهٔ ۵).

این تفاوتها به دلیل اشتباه محاسبه در تعداد مردانِ واجد شرایط نیست. حتی وقتی این واقعیت را در محاسبهٔ خود وارد کنیم که شماری از مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله در برخی از ایالتهای افریقای جنوبی مستمری بازنشستگی می‌گیرند (ستون ۲)، باز تعداد مردان بالای ۶۵ سال معادل نیمی از زنان بالای ۶۰ سال است.[1] و در نهایت آنکه، این یافته، پس از کنترل تعداد مردان جوان، تعداد زنان جوان و تعداد کودکان دختر و پسر عضو خانوار نیز به اعتبار خود باقی می‌ماند (ستون ۳). به عبارت دیگر، این واقعیت را که مستمری بازنشستگی زنان از لحاظ کاهش عرضهٔ کار تأثیر بیشتری از مستمری مردان دارد، نمی‌توان به اتکای هیچ نوع تفاوت نظام‌مندی در تعداد و ترکیب جنسیتی غیرسالمندان و زنان و مردان واجد شرایط بازنشستگی درخانوار توضیح داد.

۱. ضریب تعاملِ مربوط به مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله و انحراف از مقررات مصوب بازنشستگی، هرچند منفی است، واجد اهمیت نیست. افزایش اشتباه معیار به سبب این واقعیت است که طبقات سنی مختلف به‌طور جداگانه مشمول محاسبه نشده‌اند.

جدول شماره ۵. مستمری سالمندی و یک کاسه کردن منابع

متغیر[a]	تمام جوانان در خانوارهای سه‌نسلی (۱)	تمام جوانان در خانوارهای سه‌نسلی (۲)	تمام جوانان در خانوارهای سه‌نسلی (۳)	جوانانی که دقیقاً با یک زن و مرد سالمند زندگی می‌کنند (۴)
شمار زنان بالای ۶۰ سال	-۵/۰۲(۰/۵۸)	-۵/۱۳(۰/۵۸)	-۵/۱۳(۰/۵۷)	-۳/۸۹(۱/۴۴)
شمار مردان بالای ۶۵ سال	-۲/۳۲(۰/۸۷)	-۲/۵۵(۰/۸۷)	-۲/۵۴(۰/۸۸)	-۰/۷۱(۱/۴۷)
شمار مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله	—	-۱/۱۳(۱/۴۶)	-۱/۱۲(۱/۴۳)	—
شمار مردان ۶۰ ـ ۶۵ ساله	—	-۵/۳۱(۴/۰۶)	-۵/۱۰(۴/۰۵)	—
انحراف از مقررات بازنشستگی[b]				
شمار زنان ۱۶ ـ ۵۰ ساله	—	—	۰/۰۸۹(۰/۱۹)	—
شمار مردان ۱۶ ـ ۵۰ ساله	—	—	-۰/۱۴(۰/۲۲)	—
شمار زنان ۵ ـ ۱۶ ساله	—	—	-۰/۴۱(۰/۱۷)	—
شمار مردان ۵ ـ ۱۶ ساله	—	—	-۰/۰۱(۰/۱۸)	—
R^2	۰/۱۱۸	۰/۱۲۰	۰/۱۲۲	۰/۱۲۰

یادداشت: ارقام مندرج در پرانتزها نشانگر اشتباههای معیارند. اشتباههای معیار تصحیح شده‌اند تا تأثیرهای گروه در درون شاخه‌های خانوار مورد مطالعه روشن شود. اندازهٔ نمونه، در ستون ۱/۵ ـ ۳ معادل ۶/۳۲۶، و در ستون ۴ معادل ۱/۴۷۱ است.

a دیگر ارقامی که در تمام رگرسیون‌ها منظور شده عبارت است از: ۱۴ شاخص استانی و ۱۳ شاخص مکانی (شهری، روستایی، ناحیهٔ متروپل). همچنین، در ستونها ارقامی برای سن، معیاری مجازی برای جنسیت، معیاری مجازی برای کسانی که دست‌کم کلاس هشتم را تمام کرده‌اند، اندازه خانوار، تعداد اعضای خانوار با سنین ۰ ـ ۵، ۶ ـ ۱۵، ۱۶ ـ ۱۸، ۱۹ ـ ۲۰ و ۲۲ ـ ۲۴ سال است.

b افرادی در خانوارهای دارای مردان ۵۰ ـ ۶۵ سال و فاقد سالمندان واجد صلاحیت که در منطقهٔ بازنشستگی اجتماعی دریافت می‌کنند. این متغیر از ۰ تا ۶۷ نوسان دارد.

مأخذ: تمام متغیرها نقل است از: بررسی بانک جهانی/ واحد تحقیقات توسعهٔ افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳.

یافته نخست، با یک کاسه کردن منابع در خانوار ناسازگار به نظر می‌رسد، و به استدلالِ مخالف الگوی ترجیح عمومی و تأثیر آن بر عرضهٔ کار قوت می‌دهد. وجهی که زنان سالمند در نهایت بابت مستمری دریافت می‌کنند، از همین وجه که به دست مردان سالمند می‌رسد، تأثیر

بیشتری بر کاهش عرضهٔ کار دارد. در عین حال، این یافتهٔ نخستین قطعی نیست. زیرا این امکان را که مقدار راند نهایی که به عنوان درامد به زنان سالمند می‌رسد ممکن است، به میزان بیشتری از راند نهایی دریافتی مردان سالمند، بین گروههایی متفاوت از اعضای خانوار توزیع شود، در محاسبهٔ خود وارد نمی‌کند.

نکتهٔ مهمی که در اینجا باید مورد توجه قرار گیرد این است که زنان سالمند ممکن است از لحاظ کارکرد مطلوب خانوار، وزن کمتری از مردان سالمند داشته باشند. اگر این نظر درست باشد و با این فرض که خانوارهای دارای زنان واجد شرایط، صاحب زنان سالمند بیشتری از خانوارهای دارای مردان واجد شرایط هستند (احتمالی که قریب به یقین است)، آن گاه می‌توان گفت که این یافته با الگوی ترجیح عمومی سازش‌پذیر است. برای بررسی نکتهٔ مهم مزبور، نمونه‌گیری ما محدود شده است به خانوارهایی که دقیقاً یک زن سالمند (بالاتر از ۵۰ سال) و یک مرد سالمند (ایضاً، بالاتر از ۵۰ سال) دارند.[1] در این زیرمجموعه از خانوارها، درامد نهایی بازنشستگی، اعم از مستمری زنان یا مردان، بین تعداد معینی از سالخوردگان هر دو جنس بازتوزیع می‌شود. تکرار مشخصات ستون ۱ بر این زیرمجموعه از خانوارها، باز هم با قوت بیشتری نشان می‌دهد که مستمری زنان سالمند تأثیر منفی بیشتری از مستمری مردان سالمند بر عرضهٔ کار دارد (ستون ۴ از جدول شمارهٔ ۵).

مقدار راندی که به عنوان درامد بازنشستگی به زنان مستمری‌بگیر می‌رسد، تأثیری حدود سه برابر درامد مردان مستمری‌بگیر بر عرضهٔ کار دارد. در عین حال، باید توجه داشت که ضریب مربوط به مردان واجد شرایط بازنشستگی با دقت کمتری برآورد شده است.

باآنکه تعداد و ترکیب جنسیتی سالمندان در نمونهٔ ما به اجبار یکسان است، این احتمال وجود دارد که تعداد و ترکیب جنسیتی غیرسالمندان به شکلی نظام‌مند با مستمری‌بگیران متفاوت باشد. زیرا در زیرمجموعهٔ خانوارهایی که دقیقاً دارای یک زن یا مرد بالاتر از ۵۰ سال باشند، از لحاظ آماری تفاوت قابل ملاحظه‌ای در تعداد و ترکیب جنسیتی جوانان، بین خانوارهایی که یک زن یا مرد مستمری‌بگیر دارند مشاهده نشد. با این حال، تعداد کودکان در خانوارهایی که دارای یک زن مستمری‌بگیر هستند، از خانوارهایی که یک مرد مستمری‌بگیر دارند اندکی بیشتر است. این تفاوت آخری نشان می‌دهد که وقتی مستمری‌بگیر زن باشد، وجه دریافتی باید بین نفرات کمی بیشتر تقسیم شود. بنابراین، برپایهٔ الگوی ترجیح عمومی، این

---

۱. تعداد خانوارهایی که دارای دو نفر، یا بیشتر، فرد سالمند از هر دو جنس باشند، اندک است.

موضوع می‌تواند، چنانچه کودکان در کارکرد خانوار دارای وزنی باشند، از لحاظ ارزش مطلق، به کوچکتر شدن ضریب زنان واجد شرایط در قیاس با ضریب مردان واجد شرایط منجر شود. این امر، دقیقاً با نتایج و یافته‌های قبلی مغایر است.

خلاصه آنکه، نتایج مندرج در جدول شمارهٔ ۵، دقیقاً با فرضیه یک کاسه کردن درامد در خانواده‌های گستردهٔ افریقایی مغایرت دارد. مقدار نهایی درامد بازنشستگی، بسته به آنکه دریافت‌کنندهٔ آن زن یا مرد است، تأثیر شدید متفاوتی بر عرضهٔ کار جوانان عضو خانواده دارد. این موضوع، حتی وقتی که خانوار فقط از لحاظ جنسیت مستمری‌بگیران خود تفاوت داشته باشد وازنظر تعداد، سن و ترکیب جنسیتی اعضای خود یکسان باشد، نیزصدق می‌کند.

چه کسی از مستمری بازنشستگی بهره‌مند می‌شود؟

آزمون یک کاسه کردن درامد، فقط یکی از راههای نگاه کردن به چگونگی توزیع پول در درون خانوار است. راه دیگر، بررسی این موضوع است که بیشترین بهره برندگان از بازتوزیع منابع چه کسانی هستند. آیا وجه مستمری به‌طور برابر میان جوانان عضو خانوادهٔ گسترده توزیع می‌شود، یا آنکه بعضی از اعضای خانواده می‌توانند عرضهٔ کار خود را بیش از دیگران کاهش دهند؟ پاسخ به این پرسش مستلزم تخمین زدن رگرسیونِ معیارِ ساعتهایی است که روی متغیر مستمری بازنشستگی کار شده است، اما این بار، متغیر مستمری با چند ویژگی جمعیتی تعامل پیدا می‌کند (جدول شمارهٔ ۶).[۱]

همان‌طور که قبلاً در جدول شمارهٔ ۳ نشان داده شد، مستمری بازنشستگی، عرضهٔ کار از سوی پسران جوان خانوار را بیشتر از دختران جوان کاهش می‌دهد. تأثیر بازنشستگی اجتماعی بر عرضهٔ کار زنان حدود نیمی از تأثیر آن بر مردان است (ستون ۱ از جدول شمارهٔ ۶)، که بر این امر دلالت دارد که زنان جوان به میزان کمتری از مردان جوان از بازنشستگی اجتماعی بهره می‌برند. برای دریافتن این موضوع که آیا این تأثیر به جنسیت مستمری‌بگیر وابستگی دارد یا نه، متغیر مجازی زنان در مورد تعدادی از زنان و مردان واجد شرایط در خانوار اعمال شده است (ستون ۲). حضور یک مرد مستمری‌بگیر دیگر در خانوار، از لحاظ آماری تأثیر متفاوتی بر عرضه کار

۱. به دلیل کمبود جا، نتایج در جدول شمارهٔ ۶ عمدتاً از زاویه مشخصاتِ متغیر درامد مطرح شده است.

زنان و مردان ندارد، در حالی که وجود یک زن مستمری‌بگیر اضافی بیشتر به نفع پسران جوان خانوار تمام می‌شود تا زنان جوان همان خانوار. این سخن بدین معناست که مستمری بازنشستگی بر جوانان خانوار فقط وقتی تأثیر بیشتری می‌کند که مستمری‌بگیر زن باشد.

میزان تحصیل نیز ممکن است از این لحاظ که چه کسی بهره بیشتری از وجوه بازنشستگی می‌برد مؤثر باشد. از یک سو، افرادی که به درجات آموزشی بالاتر دست یافته‌اند احتمالاً امکانات بیرونی بیشتری دارند، و همین موضوع به قدرت چانه‌زنی آنها با سایر اعضای خانواده می‌افزاید. از سوی دیگر، در سطح معینی از بازتوزیع، افرادی که پایین‌ترین دستمزد را در بازار کار دارند، ممکن است بی‌درنگ شغل خود را ترک کنند. اگر دستاوردهای آموزشی با دستمزد بازار ارتباط مثبت داشته باشد، باید انتظار داشت که کارگرانی که کمتر از همه تحصیل کرده‌اند، بیشترین کاهش را در عرضه نیروی کار خود بدهند. به این ترتیب، تأثیر تفاضلی مستمری بازنشستگی بر میزان تحصیلات، ظاهراً پرسشی عملی یا تجربی است. دختران و پسرانی که در نمونه‌گیری ما کلاس چهارم را به پایان نبرده بودند (حدود یک‌چهارم در هر گروه)، عرضهٔ کار خود را حدود ۵۰ درصد بیشتر از افرادی کاهش می‌دهند که دست‌کم کلاس چهارم را تمام کرده‌اند (ستون ۳). با این حال، از لحاظ پاسخ به عرضه کار، تفاوتی میان افرادی که دست‌کم به دانشگاه راه یافته‌اند (با اتمام کلاس ۱۰) و آنهایی که چنین توفیقی نداشته‌اند، مشاهده نمی‌شود. بنابراین چنین به نظر می‌رسد که پاسخ به عرضه کار در میان کسانی که دارای کمترین مهارت هستند بیشتر است، شاید به این دلیل که این قبیل افراد با امکاناتی محدود و غیرجذاب برای شروع کار مواجهند.

سن نیز می‌تواند بر میزان پاسخ به عرضهٔ کار از سوی اعضای جوان خانواده تأثیر کند. بازنشستگی اجتماعی، هر چه بر سن مردان جوان افزوده شود، بیشتر بر بازار کار فشار وارد می‌کند (ستون ۵). اگر وجود نوعی رابطهٔ جبری را بین پول بازنشستگی و سن افراد بپذیریم، قادر به این ارزیابی می‌شویم که این رابطه و تأثیر آیا در مرحله‌ای از سنین اشتغال به اوج خود می‌رسد یا نه. تأثیرسن ظاهراً خطی‌است و قبل از ۵۰ سالگی به اوج خود نمی‌رسد (ستون ۶).[۱]

۱.این نتیجه باعث تضعیف این استدلال می‌شود که اعضای خانوار عرضهٔ کار خود را کاهش می‌دهند تا به‌تحصیل بپردازند.

جدول شمارهٔ ۶. توزیع تأثیر مستمری بازنشستگی بر ساعتهای کار افریقایی‌های ۱۶ تا ۵۰ ساله

متغیر[a]	(۱)	(۲)[b]	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
درامدبازنشستگی×۱۰۰۰	-۲۱/۰۴(۲/۵۱)	—	-۱۴/۰۹(۱/۸۵)	-۱۵/۵۵(۱/۶۳)	۲۵/۴۸(۳/۲۵)	۳۹/۳۵(۱۲/۳۷)	۲۰/۷۹(۳/۶۶)
درامدبازنشستگی×۱۰۰۰×زنان	۹/۰۵(۲/۲۱)	—	—	—	—	—	۷/۱۰(۲/۴۷)
زنان بالای ۶۰ سال	—	-۶/۹۸(۰/۸۱)	—	—	—	—	—
مردان بالای ۶۵ سال	—	-۲/۷۳(۱/۰۳)	—	—	—	—	—
زنان بالای ۶۰ سال × زنان	—	۳/۲۳(۰/۷۵)	—	—	—	—	—
مردان بالای ۶۵ سال × زنان	—	۰/۷۱(۰/۸۹)	—	—	—	—	—
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰ × کلاس چهارم یا کمتر	—	—	-۷/۴۲(۳/۰۲)	—	—	—	—
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰ × ورود به دانشگاه، یا کمتر	—	—	—	-۰/۰۷(۳/۹۳)	—	—	—
درامد بازنشستگی×۱۰۰۰×سن	—	—	—	—	-۱/۵۳(۰/۱۴)	-۲/۵۴(۰/۹۱)	-۱/۴۹(۰/۱۴)
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰ × سن^2	—	—	—	—	—	۰/۰۲(۰/۰۲)	—
درامد بازنشستگی × ۱۰۰۰ × جوانان مذکر در خانوار	—	—	—	—	—	—	-۹/۰۸(۵/۰۰)

یادداشت: اعداد مندرج در پرانتزها اشتباههای معیارند. اشتباههای معیار تصحیح شده‌اند تا تأثیر گروهها در درون شاخه‌های خانوارِ مورد بررسی میسر شود. اندازه نمونه عبارت است از ۶/۳۲۶ در ستونهای ۱-۶ و ۶/۱۸۹ در ستون ۷.

a دیگر متغیرهای مندرج در رگرسیون عبارتند از: چارک سنی، یک متغیر مجازی برای جنس، یک متغیر مجازی برای به پایان بردن حداقل کلاس هشتم، ۱۴ نماگر ایالتی، ۳ نماگر مکانی (شهری، روستایی، متروپل)، اندازه خانوار، تعداد اعضای خانوار با سنین ۰-۵، ۶-۱۵، ۱۶-۱۸، ۱۹-۲۱ و ۲۲-۲۴. ستونهای ۳، ۴ و ۷ شامل یک متغیر مجازی برای کلاس چهارم و کمتر، یک متغیر مجازی برای ورود به دانشگاه و بیشتر و یک متغیر مجازی برای "بزرگترین جوان مذکر در خانواده.

b همه ستونهابجزستون۲معرف‌نتایج IV هستند. درمختصات IV، درامد بازنشستگی و تعادل درامد بازنشستگی با سایر متغیرهای موردنظر گنجانده شده‌اند.

مأخذ: همه متغیرها نقل است از بانک جهانی/واحد پژوهش توسعه افریقای جنوبی، اوت ـ دسامبر ۱۹۹۳.

پرسش دیگر این است که آیا این سن مطلق یا نسبی است که بر بازتوزیع درون خانوار تأثیر می‌کند. دقیقتر آنکه، موقعیت ویژه‌ای که تصور می‌شود پسران ارشد خانواده از آن برخوردارند، آیا باعث می‌شود که پسر ارشد خانوار از پول بازنشستگی سهم بیشتری از سایر اعضای خانوار ببرد؟ پس از منظور داشتن تأثیرات تفاضلی سن و جنسیت بر مستمری بازنشستگی، نتایج نشان می‌دهد که بزرگترین مرد جوان در خانوار عرضهٔ کارش را بیشتر از سایر اعضای آن خانوار کاهش می‌دهد (ستون ۷). این نتایج مؤید این دیدگاه هستند که پسران ارشد سهم بیشتری از منابع موجود در خانواده‌های گسترده نصیب می‌برند. پس از منظور داشتن تأثیر مستقیم سن و جنسیت بر توزیع منابع، این نتیجه به دست می‌آید که پسر ارشد خانواده حدود ۵۰ درصد بیشتر از سایر مردان و حدود ۷۰ درصد بیشتر از زنان خانوار در عرضهٔ نیروی کار خود کاهش می‌دهد.

نتیجه به دست آمده در این بخش از مقاله را در پرتو الگوهای چانه‌زنی تخصیص منابع در خانوار می‌توان بهتر درک کرد. اول، تفاوتهایی که در بازتوزیع مشاهده می‌شود، ناشی از تفاوتهای موجود در قدرت چانه‌زنی است. عرضهٔ کار مردان ارتباط بیشتری با درامد بازنشستگی دارد، زیرا مردان در درون خانوار از قدرت بیشتری برخوردارند. این موضوع که وقتی مستمری‌بگیر زن است، تفاضل مرد ـ زن بیشتر می‌شود، نشانگر وضعیتی است که مردان مسلط بر منابع دست می‌اندازند. وقتی مستمری‌بگیر مرد است، توانایی جوان خانواده بر دست‌اندازی به منابع و همچنین تفاضل مرد ـ زن کم می‌شود. نتایج مطرح‌شده در ارتباط با سن، با این تصویر انطباق دارند. بزرگترین مرد خانوار، از بیشترین قدرت برای دست‌اندازی بر منابع خانوار برخوردار است.

از زاویه‌ای دیگر، تفاوتهای موجود در نوع‌دوستی و ایثار می‌تواند الگوهای مطرح‌شده در جدول شمارهٔ ۶ را توضیح دهد. شاید مستمری‌بگیران توجه بیشتری به مردان دارند. برای اثبات نتایج به دست آمده، توجه اساسی زنان مستمری‌بگیر قاعدتاً باید به جوانان مذکر عضو خانواده معطوف باشد. به علاوه، مستمری‌بگیران باید بیشترین توجه و ایثار را نسبت به بزرگترین پسران خانوار داشته باشند. حتی اگر این الگوی ایثار و نوع‌دوستی از طریق شهود و مشاهده اثبات نشود، باز زمینهٔ دیگری برای تعریف و تفسیر یافته‌های گزارش ما محسوب می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

با بهبود شرایط بهداشتی و افزایش امید زندگی در بسیاری از اقتصادهای رو به رشد، دولتها ناچارند دیر یا زود درصدد تدارک برنامه‌های اجتماعی گسترده و همه‌جانبه برایند تا بتوانند نیازهای جمعیت سالمند رو به گسترش خود را برطرف سازند. و قبل از آنکه به سادگی به فکر تقلید از

برنامه‌هایی بیفتند که کشورهای صنعتی اجرا کرده‌اند، بهتر است سیاستگذاران جوامع رو به رشد بررسی کنند که شرایط متفاوت زندگی چگونه می‌تواند در تعیین هدفهای اجتماعی مؤثر باشد. با آنکه سالمندان در کشورهای صنعتی معمولاً به تنهایی زندگی می‌کنند، در جوامع رو به رشد، این خانوارهای چندنسلی است که الگوی غالب اجتماعی را تشکیل می‌دهد. برنامه بازنشستگی جمهوری افریقای جنوبی نشانگر راهی است که به ما کمک می‌کند تا دریابیم که برنامه‌های هدفمند، در شرایطی که خانواده‌های گسترده پیوندهایی نیرومند دارند، چه تأثیراتی برجا می‌گذارد.

برنامه بازنشستگی دولت افریقای جنوبی با این هدف به اجرا درآمد که شرایط زندگی سالمندانی را که از بازار کار خارج شده‌اند و به بیمه‌های خصوصی بازنشستگی نیز دسترسی ندارند بهبود بخشد. بخش اعظم افریقایی‌های سالمند این کشور در این برنامه مشارکت دارند. مقالهٔ حاضر، به برخی از شواهد و قرینه‌ها پرداخت که نشان می‌دهند، در عمل، دست‌کم بخشی از وجوه نقدی انتقالی که قرار بود به سالمندان برسد، به گروهی تعلق می‌گیرد که هدف اصلی برنامه نبوده‌اند: دختران و پسران جوانی که با مستمری‌بگیران زندگی می‌کنند. نتایجی که در اینجا گزارش شده مؤید آن است که اعضای ۱۶ ـ ۵۰ ساله خانوارهای افریقایی، وقتی با مستمری‌بگیران زندگی می‌کنند، در ساعتهای کار خود کاهش می‌دهند. بنابراین، به سبب بازتوزیع درونی خانوارها، برنامه‌ای که برای کمک به گروهی طراحی شده بود که از بازار کار خارج شده است، در عمل به این نتیجهٔ غیرمنتظره انجامید که چگونگی عرضهٔ کار را از سوی گروهی که هدف برنامه نبود تغییر دهد.

بررسی ما، به علاوه، نوع پاسخی را که از لحاظ عرضهٔ کار گرفته‌ایم به نظریه‌های معیار در باب چگونگی تخصیص منابع در درون خانوار و گزینه‌های عمومی عرضهٔ کار پیوند می‌زند. تأثیری که مستمری نقدی بازنشستگی بر عرضهٔ کار متفاوت زنان و مردان دارد، نشان می‌دهد که الگوی ترجیح عمومیِ عرضهٔ کار از سوی خانواده‌ها، به تنهایی برای توصیف یافته‌های گزارش، که اهمیت چانه‌زنی را نیز در خانواده‌ها بیان می‌کند، کافی نیست. به‌طور کلی، بزرگترین مردان جوان، بخصوص بزرگترین مرد جوان هر خانوار، بیشترین بهره را از مستمری بازنشستگی می‌برند. در محدودهٔ الگوهای چانه‌زنی، از نظر تخصیص و تقسیم منابع خانوار، یافته‌های گزارش می‌تواند به عنوان شاهد این استدلال جلوه‌گر شود که مردان به طور نسبی از قدرت چانه‌زنی بیشتری در خانواده برخوردارند و اعضای خانواده مراقبت بیشتری از آنها به عمل می‌آورند.*

* منابع و مآخذ مقاله در دفتر فصلنامه موجود است و در اختیار علاقه‌مندان قرار می‌گیرد.