

نظریه سرمایه محافظ در مدل نسل‌های همپوشان: بررسی تجربی نقش بلایای طبیعی در بروز تله فقر

علی سعدوندی^۱

حسین صادقی^۲

کاظم یاوری^۳

بهرام سحابی^۴

چکیده

در این پژوهش نقشی حفاظتی برای سرمایه تعریف شده و تاثیر آن بر امکان وقوع تله فقر آزمون شده است. در چارچوب یک مدل نسل‌های همپوشان فرض می‌شود که انباشت سرمایه محافظ از سرمایه موولد در برابر بلایای طبیعی محافظت می‌کند. به منظور ارزیابی این نظریه، یک مدل اقتصاد سنجی ارائه شده که رابطه نسبت‌های سرشمار فقر و بلا خیزی را در حضور متغیرهای کنترلی مانند درآمد و نابرابری برای 78 کشور در حال توسعه با استفاده از آخرین داده‌های بانک جهانی (2009) در فاصله زمانی 2000-2006 آزمون می‌کند. همچنین آزمون‌ها برای نرخ رشد متغیرهای مزبور برای فاصله زمانی نیمه اول دهه 1990 تا آخرین داده موجود در فاصله زمانی 2006-2000 انجام شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثر بلاخیزی بر شاخص‌های فقر حتی با کنترل درآمد، نابرابری و متغیر معجازی برای کشورهای جنوب صحرای آفریقا معنadar است.

توصیه سیاستی: تلاش در جهت پیشگیری و مدیریت خسارات ناشی از بلایا تاثیر مستقیم در کاهش سطح فقر خواهد داشت. همچنین تزریق سرمایه خارجی در شرایط کمبود سرمایه محافظی راه موثری در بروز نیافت از تله فقر نخواهد بود.

وازگان کلیدی: رشد اقتصادی، فقر، بلایای طبیعی، مدل نسل‌های همپوشان، کشورهای در حال توسعه.

Keywords: Economic Growth, Poverty, Natural Disasters, Overlapping Generations Model, Developing Countries.

JEL Classification: I32, O19, O41.

alisaedvandi@uowdubai.ac.ae

^۱ عضو هیئت علمی دانشگاه ولاپگانگ دبی

sadeghikh@modares.ac.ir

^۲ استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

kyavari@modares.ac.ir

^۳ دانشیار اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس دانشکده مدیریت و اقتصاد - گروه اقتصاد

sahabi_b@modares.ac.ir

^۴ استادیار اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس دانشکده مدیریت و اقتصاد - گروه اقتصاد

-1 مقدمه

سوانح و بلایا، در هر گوشه دنیا ممکن است رخ دهد، فارغ از آنکه علت آن طبیعی باشد و یا آنکه تحت تأثیر فعالیت‌های انسانی اتفاق بیافتد. کشورهای توسعه یافته ممکن است به طور مطلق، بخش قابل توجهی از خسارات مالی ناشی از بلایا را متحمل شوند؛ در حالی که در کشورهای کمتر توسعه یافته تأثیرات مخرب بلایا بر مرگ و زندگی ساکنان، به خصوص افراد کم درآمد، فاجعه بار است.

واقعیت این است که مردم کشورهای کمتر توسعه یافته¹ (LDCs) – که غالباً شامل کشورهای فقیر بسیار مفروض² (HIPC) در آسیا، آمریکای لاتین و کشورهای جنوب صحرای آفریقا می‌باشند - نسبت به بلایای طبیعی آسیب‌پذیرتر هستند. بر اساس گزارش سازمان ملل متحد (United Nations, 2008: 81) فراوانی بلایا در هر سال در فاصله زمانی 1970-2006 از 78 به 351 افزایش یافته است. با وجود این، میانگین تعداد تلفات انسانی در هر حادثه سیر نزولی داشته است. اما از سوی دیگر تعداد کل افراد آسیب دیده در سوانح و بلایای طبیعی و نیز برآوردهزینه خسارات واردہ به شکل قابل توجهی افزایش یافته است. این گزارش نتیجه می‌گیرد که: «با اینکه از میزان خسارات جانی سوانح و بلایا کاسته شده به میزان تهدید آنها نسبت به رفاه افراد جامعه افروده شده است».

مطالعه حاضر در پی آن است که رابطه بین بلایای طبیعی را با امکان وقوع تله فقر³ روشن سازد و معتقد است که به دلیل نسبت حجم و بزرگی خسارات به درآمد کشورهای فقیر، بلایا در این کشورها آثار بلندمدت بر جای می‌گذارد در حالی که آثار بلایا در کشورهای توسعه یافته کوتاهمدت است. داده‌های تاریخی مربوط به هزینه‌های بدترین سوانح و بلایا نسبت به درآمد نیز تایید بر این نظریه است. برای مثال زلزله 1980 ایتالیا به عنوان پرهزینه‌ترین حادثه در میان کشورهای OECD، 4/3 درصد تولید ناخالص ملی خسارت مالی به بار آورده است. با این حال در کشورهای کمتر توسعه یافته این رقم ممکن است چندین برابر تولید سالیانه باشد. مثلاً در کره

¹. Less Developed Countries

². Highly Indebted Poor Countries

³. Poverty Trap

شمالی در سال 2005، این رقم 309 درصد تولید ناخالص ملی بوده است (United Nations, 2008).

مدل ما نشان می‌دهد که کشورهای فقیر توانایی دفاع از سرمایه مولّد خود را در برابر آثار مخرب بلایا ندارند مگر در شرایطی که از قبل میزان مشخصی از سرمایه محافظه¹ را اباحت کرده باشد. یکی از پیامدهای منفی این امر آن است که کشورهای کمتر توسعه یافته که سرمایه محافظه کمتر از آستانه مورد نیاز در اختیار داشته باشند در وضعیتی قرار می‌گیرند که اجتناب از تله‌های فقر برای آنها ممکن نبوده و سیاست‌های سنتی کاهش فقر نیز بی‌اثر می‌گردند.

در ارتباط با دلایل شکل‌گیری تله‌های فقر، ادبیات علمی وسیعی در دسترس است که در آن تئوری‌ها دلایل تله فقر به سه دسته تقسیم می‌شوند: آثار آستانه، نهادها و آثار مجاورت (Azariadis, 2006). این مطالعه بر پایه مدل طول عمر درونزا (Chakraborty, 2004) و نسخه اصلاح شده آن در کتاب *Poverty Trap*، یک «مدل اثر آستانه» تعریف می‌کند. در مدل چارکرابورتی، طول عمر درونزا در نظر گرفته می‌شود و از طریق یکتابع احتمال بقاء برای افراد یک مدل نسل‌های همپوشان تعیین می‌شود. این احتمال بقاء، متناسب است با سطح «سرمایه سلامت» که از طریق مالیات بر درآمد اباحت می‌شود. وی در بررسی تجربی ارتباط بین امید به زندگی و رشد اقتصادی بلندمدت، شواهدی در توجیه فرضیه خود به دست آورده است، هر چند که نقش حضور کشورهای جنوب صحرای آفریقا در معناداری مدل بسیار مهم ارزیابی می‌شود. مطالعه‌ی پیش رو در تلاش است یک مدل نسل‌های همپوشان ارائه نماید که دربردارنده تابع احتمال برای بقاء سرمایه مولّد باشد. احتمال اینکه سرمایه از دوره اول زندگی فرد تا دوره بعد خسارت نبیند به سطح اباحت سرمایه محافظه بستگی دارد. این مقاله بنا دارد با مدل‌سازی احتمال بقاء سرمایه مولّد، عکس العمل‌های متفاوت اقتصادهایی را که در مراحل مختلف توسعه قرار دارند نسبت به وقوع بلایای طبیعی ترسیم کند. مدل ما پیش‌بینی می‌کند که وقوع یک فاجعه در کشورهای توسعه یافته تنها آثار کوتاه مدت بر جای خواهد گذاشت و در بلندمدت اقتصاد به وضعیت ایستا باز خواهد گشت. این در حالی است که چنین حادثه‌ای در یکی از کشورهای LDC، ممکن است آن کشور را به سمت وضعیت ایستای جدیدی سوق دهد که در آن درآمد با

¹. Protective Capital

کاهش روپرتو شود. این وضعیت به عنوان تله فقر شناخته می‌شود. در واقع پائین بودن میزان سرمایه، چه مولد و چه محافظ، ممکن است منتج به رکود شود.

با اینکه بلایا به ندرت به تله‌های فقر در تئوری رشد مرتبط شده‌اند، مفهوم بلایای نادر توسط ریتز (Rietz, 1988) و بارو (Barro, 2006) استفاده شده تا معماهی صرفه سود در بازارهای اوراق بهادار را توضیح دهد. بارو (Barro, 2006) از یک الگوی تصادفی برای کالیبره کردن صرفه سود بهره می‌گیرد. مدل مطالعه حاضر را می‌توان اولین گام در جهت تدوین یک الگوی تصادفی فرآگیر همانند مدل بارو دانست.

مطالعه حاضر به ترتیب زیر سازماندهی شده است. بخش دوم، تفاوت بین سرمایه محافظ و سرمایه تولیدی را بیشتر تشریح کرده و اهمیت آنها را در پایه گذاری مدل توضیح می‌دهد. در بخش سوم تعاریف جدیدی از تله‌های فقر ارائه می‌شود. مدل نظری نیز که اثر سرمایه محافظ بر انباشت سرمایه را در چهار چوب نسل‌های همپوشان بررسی می‌کند، در بخش چهارم آمده است. در بخش پنجم الگوی تصریحی رابطه بلایای طبیعی و فقر برای آزمون نظریه معرفی و نتایج آن به بحث گذاشته شده است. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

2- سرمایه محافظ در برابر سرمایه مولد

در نیمه پایانی قرن گذشته نظریه رشد اقتصادی به طور متقاعد کننده‌ای بر نقش انباشت سرمایه مولد به عنوان عامل تبیین کننده توسعه تأکید داشته است. دسته‌ای از مدل‌های رشد انواع مختلف سرمایه از قبیل سرمایه‌های فیزیکی، انسانی و اجتماعی را محرك رشد می‌دانند. فرض اولیه در چنین مدل‌هایی این است که نقش سرمایه در اقتصاد تنها می‌تواند از نوع مولد باشد. دسته‌ای دیگر نیز بر بهره‌وری متمرکز شده‌اند. این مدل‌ها بر آنند که گسترش نابرابری استانداردهای زندگی میان کشورها و نیز درون جوامع را به سطوح مختلف بهره‌وری مرتبط سازند.

باور عمومی بر این است که علاوه بر انباشت انواع مختلف سرمایه و نیز تفاوت در میزان بهره‌وری، برخی عوامل دیگر که هنوز نیز ناشناخته‌اند، در اندازه و بزرگی شکاف درآمد سرانه بین کشورهای مختلف دنیا تأثیرگذار هستند. مدل پیشنهادی حاضر کارکرد جدیدی برای سرمایه ارائه می‌دهد که از آن تحت عنوان سرمایه محافظ یاد شده است. این سرمایه از سرمایه مولد در برابر سوانح و بلایا حفاظت می‌کند. بلایای طبیعی همانند خشکسالی‌ها، زلزله‌ها، سیل‌ها، زمین‌لغزش‌ها،

بیماری‌های همه‌گیر و فوران‌های آتشفسانی و نیز سوانح و حوادث ناشی از فعالیت‌های انسانی همانند حوادث صنعتی، تصادفات جاده‌ای، جنگ‌ها، کشمکش‌های قومی و قیلله‌ای، آشوب‌های سیاسی و اجتماعی، آلودگی‌ها و تغییرات اقلیمی همه و همه کیفیت زندگی انسان‌ها را به مخاطره می‌اندازند. سؤال اساسی این است که چگونه آثار مخرب ناشی از یک سانحه با بزرگی یکسان در کشورهای مختلف به طور قابل توجهی متفاوت است. چرا زلزله هائیتی جان بیش از 100000 نفر را می‌گیرد در حالی که زلزله‌ای به مراتب بزرگتر از آن در شیلی تنها 500 نفر را قربانی می‌کند؟ (Wikipedia).

به اعتقاد ما سطح بالای سرمایه محافظه عامل اصلی در محدود کردن خسارات واردہ ناشی از زلزله در یکی از دو کشور فوق می‌باشد. بنابراین، نتیجه مستقیم ناشی از اعتقاد سیاست‌گذاران بر نقش و اثر سرمایه محافظه، تبیین و اجرای سیاست‌هایی به منظور ارتقای سطح سرمایه محافظه است. زمانی که بحث تأمین مالی سرمایه محافظه طرح می‌شود تمایز صریح آن از سرمایه مولد آشکار می‌گردد. سرمایه‌گذاران بخش خصوصی هنگام تصمیم‌گیری در ارتباط با سرمایه‌گذاری در سرمایه مولد، نرخ بازگشت مورد انتظار را مورد توجه قرار می‌دهند. از همین رو آنها تا زمانی به سرمایه‌گذاری ادامه می‌دهند که نرخ بازگشت مورد انتظار به اندازه مورد نیاز ایشان برسد. این در حالیست که نرخ بازگشت در ارتباط با سرمایه محافظه چندان روش نبوده و به میزان خسارت مورد انتظار از هر سانحه و نرخ بازگشت مورد انتظار سرمایه مولد بستگی دارد. علاوه بر این، حفاظت معمولاً نیازمند فعالیت‌های جمعی بوده و محول کردن سرمایه‌گذاری محافظه منحصراً از طریق بازارهای آزاد، ممکن است به شکست بازار منتهی شود. به همین دلیل در مدل پیشنهادی پیش رو، سرمایه مولد از طریق بازار آزاد و سرمایه محافظه از طریق وضع مالیات بر دستمزد تأمین مالی می‌شود. این وضعیت به مدل سرمایه سلامت چاکرابورتی شباهت دارد.

3- انواع تله‌های فقر

تعريف کلاسیک تله فقر چنین است: «هر نوع مکانیسم خودکفا که سبب می‌شود فقر ادامه پیدا کند» (Azariadis & Stachurski, 2005). تعریف تکیکی تر این است که تله فقر هنگامی روی می‌دهد که در یک مدل رشد چندتعدادی، مکانیسم‌های بازار آزاد توان خارج نمودن اقتصاد از وضعیت ایستای درآمد پائین به هر یک از وضعیت‌های پایدار درآمد بالا، بدون دخالت دولت و

یا منابع خارجی را نداشته باشد. در ادامه سه نوع از تله‌های فقر را تعریف می‌کنیم: (1) تله فقر گریزپذیر، (2) تله فقر گریزنناپذیر و (3) تله فقر متناوب.

تله فقر گریزپذیر¹: تله ایست که تزریق سرمایه خارجی ممکن است به رهایی از فقر متنه‌ی گردد.

تله فقر گریز ناپذیر²: در چهارچوب مدل پیشنهادی این نوع تله، حالتی است که تزریق سرمایه خارجی در گریز از تله مؤثر نیست. به عبارت دیگر، این تله زمانی اتفاق می‌افتد که هیچ مقداری از حمایت‌های مالی خارجی نتواند اقتصاد را به وضعیت‌های پایدار با درآمد بالاتر سوق دهد.

تله فقر متناوب³: این تله فقر زمانی واقع می‌شود که اقتصاد بین دو سطح درآمدی بالا و پائین نوسان کند. هیچ کدام از این دو سطح پایدار نبوده ولی ترکیبی از آن دو می‌تواند به عنوان تعادلی چندگانه مد نظر قرار گیرد.

4- سرمایه محافظ و مدل OLG

در این مطالعه، مدل نسل‌های همپوشان دو دوره‌ای نوع دیاموند⁴ استاندارد مورد استفاده قرار می‌گیرد (Diamond, 1995). در دوره اول، افراد بخشی از دستمزدشان را پس‌انداز می‌کنند به امید اینکه در دوره دوم عمرشان بتوانند تمام سرمایه پس‌انداز شده را به همراه سود حاصل از سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه استفاده کنند. البته این احتمال نیز وجود دارد که افراد در پایان دوره اول تمام سرمایه‌شان را بر اثر یک فاجعه از دست بدھند. میزان احتمال خسارت به انباشت سرمایه محافظ مبنی بر مالیات بستگی دارد.

1-4- محیط

نفرات ثابتی از افراد یک نسل، $v = 0, 1, 2, \dots$ ، در هر دوره متولد شده و به شکلی غیر کشسان نیروی کار را تنها برای یک دوره در عوض دستمزد، w_t ، تأمین می‌کنند. افراد هر گروه دو دوره

¹. Escapable Poverty Trap

². Inescapable Poverty Trap

³. Alternating Poverty Trap

⁴. Diamond-Type

زنده‌گی می‌کنند و در دوره دوم زنده‌گی خود در تأمین نیروی کار نقشی ندارند. ایشان پس اندازهای خود را همراه با سود حاصل از بازار سرمایه مصرف می‌کنند. افراد تابع مطلوبیت «ریسیک گریزی نسبی ثابت»^۱ CRRA مورد انتظار خویش را در طول دو دوره زنده‌گی بیشینه می‌کنند:

$$U_t = \frac{c_t^{1-\theta}-1}{1-\theta} + \mu \frac{c_{t+1}^{1-\theta}-1}{1-\theta} \quad (1)$$

و با دو محدودیت بودجه مواجه‌اند:

$$\begin{aligned} c_t^t &\leq (1 - \tau_t) w_t - s_t, \\ c_{t+1}^t &\leq \tilde{r}_{t+1} s_t, \end{aligned}$$

در اینجا $\theta > 0$ (معکوس کشش جایگزینی بین زمانی)² بوده و عامل تنزيل روانی $\mu \geq 0$ می‌باشد. ضمن اینکه میزان پس‌انداز در زمان t , s_t بوده و \tilde{r}_{t+1} میزان کل سود مورد انتظار از بازار سرمایه در ازای پس‌انداز s_t است. تابع تولید $F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ کاب-داگلاس³ است که در آن بازده نسبت به مقیاس تولید ثابت و سهم سرمایه از تولید برابر با $A > 0$ و $\alpha \in (0, 1)$ است. بنابراین برای سرانه نیروی کار داریم:

$$f(k) = Ak^\alpha \quad (2)$$

که در آن k_t نشان دهنده سرانه سرمایه مولده از ازای نیروی کار است.
در بازار آزاد و رقابتی، نرخ‌های اجاره سرمایه و دستمزد به شکل زیر محاسبه می‌شوند:

$$w_t = (1 - \alpha)Ak_t^\alpha \quad (3)$$

$$R_t = 1 + \alpha Ak_t^{\alpha-1} - \delta_k \quad (4)$$

¹. Constant Relative Risk Aversion

². Reciprocal of Intertemporal Elasticity of Substitution

³. Cobb-Douglas

که در آن $\delta_k \in [0,1]$ نرخ استهلاک سرمایه مولّد بوده و نیز از آنجا که هر دوره به اندازه نیمی از عمر زندگی افراد گروه به طول می‌انجامد می‌توان فرض کرد که $\delta_k = 1$.

در این اقتصاد علاوه بر سرمایه مولّد، سرمایه محافظت نیز اباحت می‌شود که این امر احتمال بقای سرمایه مولّد را افزایش می‌دهد. در غیاب سرمایه محافظت، سرمایه‌گذاری تنها زمانی مولّد خواهد بود که سانحه و یا فاجعه‌ای اتفاق نیافتد. در غیر این صورت، هیچ سرمایه‌ای برای دوره دوم زندگی افراد باقی نخواهد ماند. به همین دلیل حائز اهمیت است که علاوه بر نرخ استهلاک سنتی برای سرمایه مولّد، تابع احتمال بقای سرمایه مولّد را هنگامی که سطح سرمایه محافظت ۰ است $q_i \geq 0$ است به صورت زیر تعریف کنیم: $R^+ : P_{\min}, P_{\max} \rightarrow [P_{\min}, P_{\max}]$ به ترتیبی که $1.0 \leq P_{\min} < P_{\max} \leq 1$ اگر سرمایه‌گذاری کافی در سرمایه محافظت انجام نشده باشد، شанс بقای سرمایه مولّد نیز اندک خواهد بود. این احتمال اندک بقاء با P_{\min} نشان داده شده است. در حالت دیگر با اباحت سرمایه محافظت در طول زمان، احتمال بقای سرمایه مولّد به سمت P_{\max} سوق پیدا می‌کند. به همین ترتیب، یک سانحه می‌تواند ذخیره سرمایه مولّد را با احتمال $\pi_{(q)} - 1$ از بین ببرد که در این صورت، افراد نیمه دوم زندگی خود را در فقر و بی‌چیزی سپری خواهند کرد.

تابع احتمال، $\pi_{(q)}$ ، نسبت به ذخیره سرمایه محافظت، q ، تابعی صعودی است. درباره $\pi_{(q)}$ فروض زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\lim_{q \rightarrow 0} \pi_{(q)} = P_{\min} \geq 0, \quad \text{فرض (1)}$$

$$\lim_{q \rightarrow \infty} \pi_{(q)} = P_{\max} \leq 1, \quad \text{فرض (2)}$$

$$\pi'_{(q)} \geq 0^1. \quad \text{فرض (3)}$$

بنابراین بازگشت مورد انتظار از بازار سرمایه، \tilde{r}_{t+1} ، برابر خواهد بود با حاصلضرب بازگشت ناخالص از بازار سرمایه R_t در شанс بقاء $\pi_{(q)}$.

$$\tilde{r}_{t+1} = R_t \times \pi_q$$

¹. دو شکل مختلف نشان‌دهنده ویژگی‌های تابع احتمال عبارتند از: $\pi_{(q)} = \beta q / (1 + q)$ که در آن $\beta = 0$ و $\pi_{(q)} = \beta - \alpha^{-q}$ که در آن $\alpha > 0$ و $\gamma = 0$.

سرمایه محافظه توسط بخش عمومی و از طریق نرخ یکنواخت مالیات بر دستمزد $\tau \in [0,1]$ انباشت شده و با نرخ ثابت $\delta_q \in [0,1]$ مستهلك می‌شود.

با اینکه ریسک بلایا، سیستماتیک و غیر متنوع است، در اینجا فرض می‌کنیم که هر کشور یمه عادلانه و مناسبی از سازمان‌های بین‌المللی دریافت می‌کند و اندازه اقتصاد هر کشور و نیز میزان خسارت ناشی از سوانح و بلایا به قدری نسبت به بقیه دنیا اندک و ناهمبسته می‌باشد که مؤسسات بین‌المللی نیازی به دریافت حق یمه ندارند. این سیستم بین‌المللی قطعی بودن $\tilde{\tau}_{t+1}$ را در بین کشورهای مختلف، تضمین می‌کند.¹

قانون حرکت برای سرمایه محافظه به صورت زیر است:

$$q_{t+1} = \tau w_t + (1 - \delta_q) q_t$$

که در آن برای همه گروه‌ها $0 \leq t < T$ با q_0 است.

مشابه δ_k فرض می‌کنیم که $1 = \delta_q$ است، بنابراین:

$$q_{t+1} = \tau w_t \quad (5)$$

شایان ذکر است که احتمال وقوع بلایا با مقدار q_t رابطه‌ای نداشته و q_t تنها بر اندازه خسارات ناشی از آن اثرگذار است.

2-4- تعادل عمومی

بنا به نرخ اجاره سرمایه و دستمزد و ساختار قطعی نرخ بازگشت، فرآیند بیشینه کردن تابع مطلوبیت افراد با توجه به کمبود بودجه به معادله اول 2 متعنج می‌شود:

¹. در واقع با این فرض و نیز با فرض سرمایه‌گذاری پس‌اندازهای دوره اول زندگی در بازار سرمایه و دریافت نرخ بازده ثابت کلیه عوامل تصادفی از مدل حذف شده است. بنابراین تمرکز مدل حاضر بر آن است که حتی صرف نظر از ریسک ساختار مطلوبیت افراد یک جامعه ممکن است آسیب‌پذیری اقتصاد را از بلایا افزایش داده به تله فقر متعنج شود.

². Euler

$$c_{t+1}/c_t = (\mu \tilde{r}_{t+1})^{(1/\theta)} \quad (6)$$

معادله بالا نشان می‌دهد که چگونه اقتصادهای متفاوت از نظر «کشش جایگزینی بین زمانی» $(1/\theta)$ واکنش‌های مختلفی به تغییر در بازگشت مورد انتظار سرمایه \tilde{r}_{t+1} نشان می‌دهند. برای بررسی نقش سرمایه محافظه در وقوع تله فقر، در مدل پیشنهادی، یکتابع احتمال پالس برای امکان بقای سرمایه مولّد فرض می‌شود.

1-2-4- تابع احتمال پالس

می‌توان چنین تصور کرد که احتمال بقای سرمایه مولّد آستانه‌ای دارد و از نوع تابع پالس است، به عبارت دیگر برای مؤثر و کارابودن سرمایه محافظه آستانه‌ی Q وجود دارد:

$$\pi_{(q)} = \begin{cases} P_{\max} & \text{if } q \geq Q \\ P_{\min} & \text{if } q < Q \end{cases}.$$

در حالتی که $q < Q$ باشد احتمال بقای سرمایه مولّد در برابر یک سانحه، اندک است ($\pi_{(q)} = P_{\min}$). در این شرایط با توجه به تابع مطلوبیت اقتصاد، افراد جوان ترجیح می‌دهند که همه دستمزدان را بلاfaciale مصرف کنند. در جایی که $\pi_{(q)} = P_{\min}$ اقتصاد به سمت CRRA ایستاده در یک مدل استاندارد OLG، با تابع تولید کاب داگلاس و تابع مطلوبیت سوق می‌یابد. بنابراین از معادلات (3)، (4) و (6) تابع پس‌انداز به ترتیب زیر بدست می‌آید:

$$s_t = \frac{1}{1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} \cdot \tilde{r}_{t+1}^{\frac{\theta-1}{\theta}}} (1-\tau) w_t = \frac{1}{1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} [(\alpha A k_t^{\alpha-1}) P_{\min}]^{\frac{\theta-1}{\theta}}} (1-\alpha)(1-\tau) A k_t^\alpha. \quad (7)$$

از سوی دیگر، کل پس‌انداز ایجاد شده در دوره اول برابر خواهد بود با پس‌انداز هر کارگر ضرب در تعداد کل کارگران:

$$S_t = s_t \times L_t$$

موجودی سرمایه در دوره $t+1$ برابر خواهد بود با میزان پس‌انداز در دوره t :

$$K_{t+1} = S_t = s_t \times L_t$$

حال، با تقسیم رابطه فوق بر L_{t+1} داریم:

$$k_{t+1} = \frac{K_{t+1}}{L_{t+1}} = \frac{S_t}{L_{t+1}} = \frac{s_t}{(1+n)}$$

که در آن n رشد جمعیت را نشان می‌دهد. پس داریم:

$$k_{t+1} = s_t = \frac{1}{(1+n)} \frac{1}{1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} [(\alpha A k_t^{\alpha-1}) P_{min}]^{\frac{\theta-1}{\theta}}} (1-\alpha)(1-\tau) A k_t^\alpha \quad (8)$$

همچنین فرض می‌کنیم که سطح \bar{k}_{min} در وضعیت ایستا را نشان می‌دهد یعنی $k_{t+1} = k_t = \bar{k}_{min}$. بر اساس روش بارو-سالای مارتین^۱ متوسط بهره‌وری سرمایه در وضعیت ایستا سطح $f_{min}^* \equiv A \cdot (\bar{k}_{min})^{\alpha-1}$ تواند به صورت $f_{min}^* \equiv (1-\alpha)(1-\tau) f_{max}^*$ تعریف شده و معادله (8) در وضعیت ایستا چنین بازنویسی شود:

$$(1+n)(1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} [\alpha f_{min}^* P_{min}]^{\frac{\theta-1}{\theta}}) = (1-\alpha)(1-\tau) f_{min}^* \quad (9)$$

به همین روش در مورد $\pi_{(q)} = P_{max}$ می‌توان نوشت:

$$(1+n)(1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} [\alpha f_{max}^* P_{max}]^{\frac{\theta-1}{\theta}}) = (1-\alpha)(1-\tau) f_{max}^* \quad (10)$$

طرف چپ معادله‌های (9) و (10) را به شکل $(1+n)(1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}} [\alpha f P]^{\frac{\theta-1}{\theta}}) \varphi \equiv (1+n)$ و طرف راست آنها را به صورت $L \equiv (1-\alpha)(1-\tau) f$ تعریف می‌کنیم؛ هر دوی این توابع ممکن است اندیس‌های بیشینه (max) و یا کمینه (min) را به خود بگیرند. تصاویر (1)، (2) و (3) این دو معادله را به ترتیب در حالتی که θ کمتر، بیشتر و یا برابر یک است نشان می‌دهند. طرف راست در هر دو معادله، خطی مستقیم است $L_{max} = L_{min} = L$ که شبیه آن

^۱. Barro Sala-i-Martin Method

$(1-\alpha)(1-\tau)$ بوده و از مبدأ می‌گذرد. یک برنامه‌ریز اجتماعی می‌تواند میزان سازی نرخ مالیات τ شبیه L را تغییر دهد.

اگر میزان اباحت سرمایه در یک اقتصاد کمتر از وضعیت ایستا باشد، یعنی $k_t < \bar{k}$ ، در این صورت با اباحت سرمایه رقم k_t به نزدیک می‌گردد؛ و به همین نسبت متوسط بهره‌وری سرمایه، از بین نهایت به سمت f_t^* کاهش می‌یابد. این موضوع در تصویرهای (1)، (2) و (3) نشان داده شده است، به ترتیبی که با کاهش f_t ، مقدار L کاهش یافته و φ می‌تواند بر حسب θ افزایش یا کاهش پیدا کرده و یا ثابت بماند. صرف نظر از اندازه پارامتر θ ، با اباحت بیشتر سرمایه شکاف بین φ و L کمتر می‌شود. همین منطق زمانی که اباحت سرمایه اولیه بیشتر از وضعیت ایستا باشد، $k_t > \bar{k}$ ، نیز صدق می‌کند.

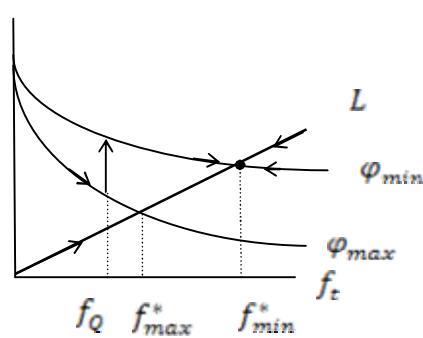
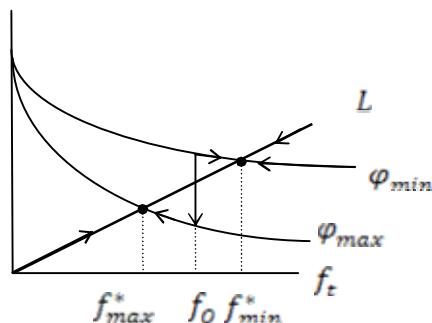
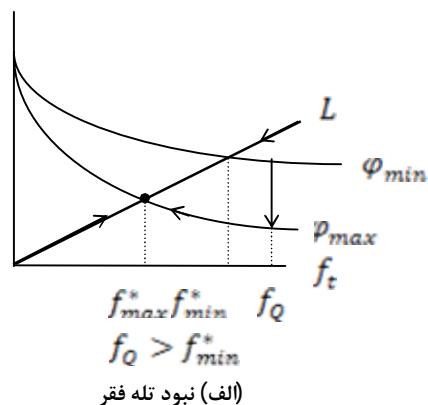
در بحثی که در ادامه ارائه می‌گردد، احتمال وقوع تله‌های فقر مورد ارزیابی قرار گرفته و تلاش می‌شود تا سیاست‌هایی در جهت اجتناب از آنها ارائه شود. البته شایان ذکر است که این تجزیه و تحلیل بر پایه میزان f_t می‌باشد نه k_t . در مواجهه با رابطه معکوس این دو متغیر باید توجه داشت زمانی که اباحت سرمایه k_t به بین نهایت میل می‌کند، میانگین بهره‌وری سرمایه f_t به سمت صفر می‌رود. به علاوه زمانی که دو رقم k_t مقایسه می‌شوند، k_t بزرگتر (کمتر) به f_t کمتر (بزرگتر) مربوط است.

تأثیر دو پارامتر بر رفتار مدل بیش از سایر پارامترهاست: (1) کشش جایگزینی بین زمانی، $1/\theta$ و (2) سطح آستانه سرمایه محافظه، Q .

همان‌طور که اشاره شد، وضعیت φ_{\min} و φ_{\max} به میزان θ بستگی دارد. در حالتی که میزان θ برابر، کمتر و یا بیشتر از یک باشد، شکل φ به ترتیب خطی مستقیم، منحنی نزولی و یا منحنی صعودی خواهد بود به هر تقدیر وضعیت ایستا برای معادلات (9) و (10) منحصر بفرد اند که از قطع دادن توابع φ و L حاصل می‌شوند.

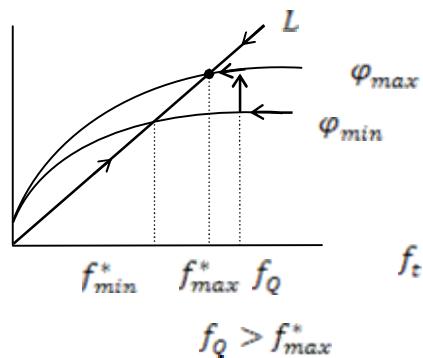
کشش جایگزینی بین زمانی، θ ، معین می‌کند که کدام سطح وضعیت ایستا، f_{\max}^* یا f_{\min}^* بالاتر خواهد بود. در حالتی که $\theta < 1$ منحنی φ_{\max} پایین‌تر از منحنی φ_{\min} قرار گرفته و هر دو نزولی خواهند بود (تصویر 1). بنابراین، φ_{\min} زودتر L را قطع می‌کند و اندازه f_t^* بزرگتر خواهد بود. از این‌رو، $f_{\max}^* < f_{\min}^*$ است که معادل آن $\bar{k}_{\max} > \bar{k}_{\min}$ می‌باشد. در چنین اقتصادی با افزایش احتمال بقای سرمایه، افراد جوان پس‌انداز را بر مصرف زودهنگام ترجیح

می‌دهند که به مصرف کمتر در دوره اول زندگی‌شان و مصرف بیشتر در نیمه دوم منتج می‌گردد . ($s_\pi > 0$)

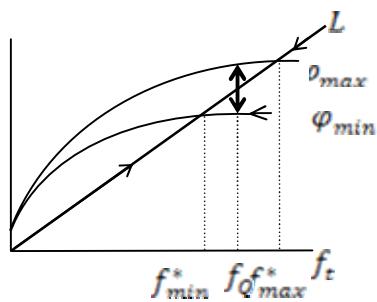


تصویر ۱: وضعیت‌های ایستا برایتابع احتمال پالس بقای سرمایه موآد در حالتی که $\theta < 1$

از سوی دیگر، اگر $\theta > 1$ باشد منحنی φ_{max} بالاتر از φ_{min} قرار گرفته و هر دو منحنی نزولی خواهند بود (تصویر ۲). بنابراین φ_{max} زودتر L را قطع می‌کند و اندازه f^* متناظر بزرگتر است. از این رو، $f^*_{min} < f^*_{max}$ است که معادل آن $\bar{k}_{min} > \bar{k}_{max}$ می‌باشد. در چنین وضعیتی، کشش تابع پس‌انداز با توجه به احتمال بقای سرمایه منفی خواهد بود ($s_\pi < 0$) و آثار درآمدی بر آثار جانشینی غلبه خواهد داشت. در این صورت افراد تمایل کمتری به موکول کردن مصرف زودهنگام به دوره دوم زندگی خود دارند.

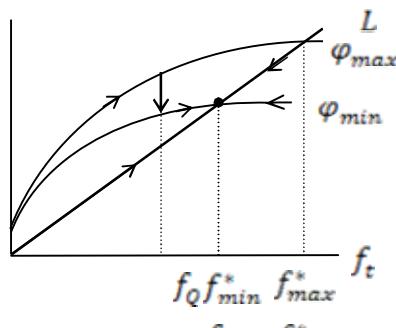


(الف) نبود تله فقر



$$f_{min}^* > f_Q > f_{max}^*$$

(ب) تله فقر متناوب

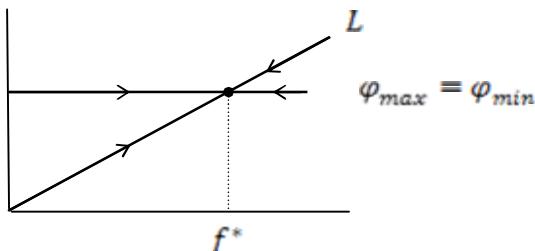


(ج) تله فقر گریزناپذیر

تصویر 2: وضعیت‌های ایستا برای تابع احتمال بالس بقای سرمایه مولد در حالتی که $\theta > 1$

حالات دیگر زمانی رخ می‌دهد که تابع مطلوبیت لگاریتمی باشد ($\theta = 1$). افرادی که تابع مطلوبیت لگاریتمی دارند تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری خود را منطبق با تغییرات نرخ بازگشت مورد انتظار و یا احتمال بقای سرمایه تغییر نمی‌دهند. همان‌طور که تصویر 3 نشان می‌دهد در چنین مواردی هر دو منحنی φ_{min} و φ_{max} ادغام شده به شکل یک خط با معادله

$$\varphi_{max} = \varphi_{min} = 1 + \mu^{\frac{-1}{\theta}}$$



تصویر ۳: وضعیت ایستا برایتابع احتمال پالس بقای سرمایه مؤلف در حالتی که $\theta = 1$

تله فقر ممکن است بر مبنای اندازه آستانه سرمایه محافظ Q نسبت به اندازه وضعیت‌های ایستای \bar{k}_{\max} و \bar{k}_{\min} بوجود آید. در اینجا برای تسهیل تجزیه و تحلیل تله فقر بر مبنای مقادیر f_t ، مقدار معادلی برای آستانه سرمایه محافظ Q تعریف شده است. بر اساس معادله (۵) سرمایه محافظ از طریق نرخ مالیات بر درآمد تأمین می‌شود:

$$q_{t+1} = \tau(1 - \alpha)Ak_t^\alpha \quad (11)$$

سپس، حداقل سرمایه مؤلف مورد نیاز برای ارتقای سطح سرمایه محافظ به سطحی بالاتر از آستانه برابر خواهد بود با:

$$k_Q = \left(\frac{q}{\tau(1-\alpha)A} \right)^{1/\alpha}. \quad (12)$$

مشابه f_{\min}^* و f_{\max}^* در معادلات (۹) و (۱۰) داریم:

$$f_Q \equiv A \cdot k_Q^{\alpha-1} = A^{1/\alpha} \cdot \left(\frac{\tau(1-\alpha)}{q} \right)^{(1-\alpha)/\alpha}$$

این مقدار معادل f^* است که سطح آستانه Q را نشان می‌دهد. با توجه به اندازه f_Q نسبت به f_{\min}^* و f_{\max}^* و برای مواردی که در آنها θ کمتر، بیشتر و یا برابر یک است، می‌توان اقتصاد را فاقد تله فقر، گرفتار در تله گریزپذیر یا گریزناپذیر و یا تله فقر متناوب تصور کرد. قضیه‌های ۱ تا ۵ این حالات مختلف را توضیح می‌دهند.

قضیه ۱. در یک مدل نسل‌های همپوشان کاب داگلاس CRRA با تابع احتمال پالس برای بقای سرمایه مولد، اگر باشد تله فقری وجود ندارد.

$$f_Q > \max(f_{\min}^*, f_{\max}^*)$$

اثبات: اگر $\theta < 1$ باشد آنگاه $f_{\min}^* > f_{\max}^*$ است (قسمت (الف) تصویر ۱). نخست وضعیتی را در نظر می‌گیریم که اقتصاد در سطح پایین انباشت سرمایه مولد، k_t ، نسبت به آستانه قرار دارد پس داریم $k_t < k_Q < \bar{k}_{\min} < \bar{k}_{\max}$ (که معادل آن خواهد بود: $k_t < k_Q < f_t > f_Q > f_{\min}^* > f_{\max}^*$). از آنجا که $f_t > f_Q > f_{\min}^* > f_{\max}^*$ انباشت سرمایه بسوی \bar{k}_{\min} رشد می‌کند و به همین نسبت متوسط بهره‌وری سرمایه به f_{\min}^* نزول می‌یابد. مقدار k_t پیش از k_Q به \bar{k}_{\min} خواهد رسید و در این سطح از سرمایه، محافظت فعال می‌شود که جهشی به سمت احتمال بقای سرمایه بیشینه دارد. به طور خلاصه مسیر انباشت سرمایه از φ_{\min} به φ_{\max} تغییر می‌یابد. احتمال بالاتر بقای سرمایه نرخ بازگشت سرمایه را افزایش داده و از آن جا که $\theta < 1$ است آثار جانشینی بر آثار درآمدی غلبه کرده و اقتصاد به سمت پسانداز بیشتر حرکت می‌کند. سرمایه در مسیر جدید به سوی وضعیت ایستای بیشینه (f_{\max}^*) \bar{k}_{\max} حرکت کرده و بدون افتادن در تله از $(f_{\min}^*, \bar{k}_{\min})$ پیشی می‌گیرد.

اگر $\theta > 1$ باشد آنگاه $f_{\max}^* > f_{\min}^*$ است (قسمت (الف) تصویر ۲). نخست وضعیتی را در نظر می‌گیریم که اقتصاد در سطح پایین انباشت سرمایه مولد، k_t ، نسبت به آستانه قرار دارد پس داریم $k_t < k_Q < f_t > f_Q > f_{\max}^* > f_{\min}^*$ (و معادل آن $k_t < k_Q < \bar{k}_{\min} < \bar{k}_{\max}$). مجدداً از آنجا که در این حالت $k_t < k_Q$ است محافظت فعال نبوده و موجودی سرمایه به سمت \bar{k}_{\min} رشد پیدا می‌کند، اما پیش از رسیدن به آستانه k_Q رسیده و در نتیجه محافظت فعال شده و در مسیر جدید قرار گرفته، به سمت \bar{k}_{\max} می‌رود. تفاوت بین این حالت و حالت ۱ این است که در این حالت آثار درآمدی بر آثار جانشینی غلبه دارد. در چنین اقتصادی زمانی که محافظت فعال می‌گردد (نقشه‌ای که k_t به k_Q می‌رسد) افراد مصرف زودهنگام خود را افزایش می‌دهند. قابل توجه اینکه، موجودی سرمایه در وضعیت بلندمدت ایستا در حالتی که احتمال بقای سرمایه بیشینه است کمتر از حالتی است که احتمال بقای سرمایه کمینه است ($\bar{k}_{\max} < \bar{k}_{\min}$). دلیل آن نیز تمایل افراد به مصرف زودهنگام است.

در هر دو حالت θ باشد، اقتصاد در مسیر رسیدن به φ_{max} بوده و بدون وقوع تله به سمت \bar{k}_{max} حرکت خواهد کرد.

قضیه 2. در یک مدل نسل‌های همپوشان کاب داگلاس CRRA با تابع احتمال پالس برای بقای سرمایه مولد، اگر $f_Q < \min(f_{min}^*, f_{max}^*)$ باشد تله فقر گریزناپذیر وجود خواهد داشت. اثبات: اگر مقدار اولیه موجودی سرمایه کمتر از \bar{k}_{min} باشد، موجودی سرمایه بدون برخورد به آستانه k_Q ، به سوی \bar{k}_{min} می‌رود. فرض می‌کنیم که مقدار قابل توجهی از کمک‌های خارجی به اقتصاد تزریق شده و سطح موجودی سرمایه در سطحی بالاتر از آستانه قرار گیرد؛ $k_t > k_Q > \bar{k}_{min}$. مدل پیشنهادی نشان خواهد داد که موجودی سرمایه مجدداً به سمت سطح تله \bar{k}_{min} سوق خواهد یافت.

اگر $\theta < 1$ باشد آنگاه $f_{min}^* > f_{max}^*$ است (قسمت (ج) تصویر 1). در این حالت، اقتصاد از نقطه k_t در آن $k_t > k_Q > \bar{k}_{max} > \bar{k}_{min}$ (و معادل آن: $k_t > k_Q > \bar{k}_{max} > f_{min}^* < f_Q < f_{max}^* < f_{min}^*$) شروع می‌کند. از آنجا که $k_t > k_Q > \bar{k}_{max} > \bar{k}_{min}$ است محافظت در این وضعیت فعال بوده و موجودی سرمایه به سمت \bar{k}_{max} و متوسط بهره‌وری سرمایه به سمت k_Q می‌رود. ولی از آنجا که $k_Q > \bar{k}_{max}$ است مقدار k_t پیش از رسیدن به کمتر از \bar{k}_{max} می‌رود. می‌یابد که در این سطح از سرمایه، محافظت غیر فعال شده و این امر خود سبب تغییر مسیر از نزول می‌شود. اقتصاد در سطح جدید وضعیت ایستا (f_{min}^*) درون تله می‌افتد. در نتیجه کمک‌های خارجی در رسیدن به (f_{max}^*) موفق نخواهد بود.

اگر $\theta > 1$ ، در این حالت $f_{max}^* > f_{min}^*$ است (قسمت (ج) تصویر 2). فرض می‌کنیم که اقتصاد از موجودی سرمایه مولد سطح k_t که در آن $k_t > k_Q > \bar{k}_{min} > \bar{k}_{max}$ (و معادل آن $k_t > k_Q > \bar{k}_{max} > f_{min}^* < f_Q < f_{max}^* < f_{min}^*$) آغاز می‌کند. مجدداً از آنجا که $k_t > k_Q > \bar{k}_{max} > \bar{k}_{min}$ است محافظت در این وضعیت فعال بوده و موجودی سرمایه به سمت \bar{k}_{max} می‌رود ولی پیش از رسیدن به k_Q به \bar{k}_{max} می‌رسد که این امر سبب تغییر از φ_{min} به φ_{max} می‌شود. در این حالت، اقتصاد در وضعیت ایستای (f_{min}^*) درون تله افتاده و هیچ گاه به (f_{max}^*) یا (\bar{k}_{max}) نمی‌رسد. یکی از روش‌های شناخته شده فرار از تله فقر، تزریق سرمایه مولد از بیرون اقتصاد می‌باشد. البته تا هنگامی که میزان سرمایه تزریقی کمتر از شکاف $g = k_Q - \bar{k}_{min}$ باشد، اقتصاد در حفظ

سطح سرمایه مولّد بالاتر از سطح آستانه ناتوان بوده و درون تله گرفتار خواهد ماند. زمانی که سرمایه تزریقی از میزان θ بیشتر باشد، سرمایه وارد به اقتصاد تولید را تا حدی ارتقا می‌دهد که بتواند در حوزه سرمایه‌های محافظه سرمایه‌گذاری لازم را نموده و سطح آن را بالاتر از آستانه Q حفظ کند. در این شرایط ترجیحات افراد نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند. قضیه‌های 3 و 4 این وضعیت را توضیح می‌دهند.

قضیه 3. در یک مدل نسل‌های همپوشان کاب داگلاس CRRA با تابع احتمال پالس برای بقای سرمایه مولّد، اگر $1 < \theta < f_{min}^* < f_Q^* < f_{max}^*$ باشد تله فقر گریزپذیر وجود خواهد داشت.

اثبات. فرض می‌شود که موجودی سرمایه اولیه کمتر از \bar{k}_{min} یا به عبارت دیگر $f_t > f_{min}^*$ است (قسمت (ب) تصویر 1). در این حالت موجودی سرمایه بر روی φ_{min} به سمت حرکت می‌کند. در این سطح از وضعیت ایستای پایین‌تر، هرگونه تزریق سرمایه خارجی کمتر از \bar{k}_{min} شکاف « $g = k_Q - \bar{k}_{min}$ » بی اثر بوده و اقتصاد به سمت وضعیت ایستای سطح پایین باز می‌گردد. با این حال تزریق سرمایه خارجی بیشتر از میزان θ منجر به محافظت بیشتر از سرمایه مولّد شده و اقتصاد را به مسیر جدید φ_{max} و از طریق آن به سمت وضعیت ایستای سطح بالا \bar{k}_{max} سوق می‌دهد.

یکی از نکات کلیدی در این بحث نقش ترجیحات است. چون $1 < \theta$ است لذا آثار جانشینی بر آثار درآمدی غلبه دارد؛ بنابراین زمانی که اقتصاد به مسیر جدید φ_{max} وارد می‌گردد، افراد تمایل بیشتری به پس انداز پیدا می‌کنند که این امر به انبساط بیشتر سرمایه مولّد به سمت وضعیت ایستای سطح بالاتر منجر می‌شود.

از سوی دیگر، قضیه 4 وضعیتی را توضیح می‌دهد که در آن آثار درآمدی بر آثار جانشینی غلبه دارد. در نتیجه زمانی که اقتصاد به مسیر جدید تغییر پیدا می‌کند، افراد، مصرف زوردرس خود را افزایش می‌دهند به طوری که ماندن در مسیر بالاتر پایدار نبوده و اقتصاد بین دو مسیر دائماً در تناوب خواهد بود.

قضیه 4. در یک مدل نسل‌های همپوشان کاب داگلاس CRRA با تابع احتمال پالس برای سرمایه مولّد، اگر $1 > \theta < f_{min}^* < f_Q^* < f_{max}^*$ باشد تله فقر متناوب وجود خواهد داشت.

اثبات. فرض می‌شود که موجودی سرمایه کمتر از \bar{k}_{min} بوده و به عبارت دیگر $f_t > f_{min}^*$ (قسمت (ب) تصویر 2) باشد. موجودی سرمایه در مسیر پائینی φ_{min} به سمت \bar{k}_{min} می‌رود. البته پیش از رسیدن به \bar{k}_{min} به سطح آستانه k_Q و یا به عبارت دیگر f_Q می‌رسد که این محافظت از سرمایه را فعال کرده و اقتصاد به مسیر بالاتر φ_{max} تغییر می‌یابد. در مسیر جدید موجودی سرمایه جاری بالاتر از وضعیت ایستای جدید \bar{k}_{max} می‌باشد و به عبارت دیگر $f_Q < f_{max}^*$. از این رو، افراد این اقتصاد در حرکت به طرف وضعیت ایستای جدید که پایین‌تر از مقدار جاری است، به مصرف بیشتر و پس‌انداز کمتر روی می‌آورند. نتیجه اینکه، سطح موجودی سرمایه به پایین‌تر از سطح آستانه \bar{k}_Q تنزل یافته و اقتصاد مجدداً به φ_{min} باز می‌گردد. در این وضعیت اقتصاد در هیچ یک از دو مسیر نمی‌ماند و متناوبًا در \bar{k}_Q بین دو مسیر نوسان می‌کند.

از آنجاکه اقتصاد بین احتمال بقای ییشنه و کمینه تغییر می‌کند، تله فقر متناوب شاید غیر واقعی به نظر برسد. این وضعیت از قوی بودن فرض تابع احتمال پالس ناشی می‌شود. در واقعیت احتمال بقای سرمایه همزمان با انباشت سرمایه موْلَد به تدریج افزایش می‌یابد.

قضیه 5. در یک مدل نسل‌های همپوشان کاب داگلاس CRRA با تابع احتمال پالس بقای سرمایه موْلَد، در حالتی که $1 = \theta$ باشد، عدم سرمایه‌گذاری در سرمایه محافظه انتخاب بهینه افراد می‌باشد.

اثبات. همان‌طور که تصویر 3 نشان می‌دهد، در این حالت هر دو منحنی φ_{min} و φ_{max} در یک خط مستقیم با معادله $\varphi_{max} = \varphi_{min} = 1 + \mu^{-\frac{1}{\theta}}$ ادغام می‌شوند. افراد برای مصرف و سرمایه‌گذاری خود بدون توجه به احتمال بقای سرمایه موْلَد تصمیم می‌گیرند. در نتیجه ایشان مقادیر بیشتر سرمایه موْلَد را ترجیح می‌دهند که این امر خود نشان دهنده مصرف بیشتر در هر دو نیمه عمر بدون سرمایه‌گذاری در محافظه است.

از سوی دیگر، دولت می‌تواند P_{min} یا P_{max} را هدف قرار داده و به همین نسبت از اهرم نرخ مالیات استفاده نماید. نرخ مالیات بیشتر (کمتر) خط L را به چپ (راست) منحرف ساخته که موجب می‌شود موجودی سرمایه موْلَد در وضعیت ایستا کاهش یابد. انتخاب عمومی افراد جوان در یک جامعه مردم سالار بیشنه ساختن سطوح مصرف در هر دو دوره عمر از طریق اجتناب از

سرمایه‌گذاری در سرمایه محافظت می‌باشد که بنابراین سیاست عدم مالیات بر دستمزد ($\tau = 0$) اجتناب ناپذیر خواهد بود.

5- معرفی مدل تجربی

با توجه به مباحث نظری فوق بر آنیم تا رابطه نرخ فقر را با شاخص بلاخیزی کشورها در حضور رشد تولید به عنوان متغیر نماینده تغییرات سرمایه محافظ آزمون کنیم. بدین منظور مدل زیر به حالت‌های مختلف بکار گرفته می‌شود:

$$POV_i = f(DISASTER_i, GINCOME_i, GGINI_i, SSA_i)$$

که در آن i نرخ فقر سرشمار، $DISASTER_i$ شاخص بلاخیزی، $GINCOME_i$ نرخ رشد درآمد سرانه، $GGINI_i$ نرخ رشد نابرابری (شاخص جینی) و SSA_i متغیر مجازی کشورهای جنوب صحرای آفریقا برای کشور i است.

فهرست متغیرهای مستقل فوق را نمی‌توان جامع و مانع دانست ولی عوامل اصلی تاثیرگذار بر شاخص‌های فقر را در بر می‌گیرد. هدف این مدل آن است که نشان دهیم بلاخیزی را می‌توان به عنوان متغیری مستقل در کنار سایر متغیرهای کلان موثر از عوامل فقر دانست.

مدل فوق برای 77 کشور در حال توسعه از جمله ایران آزمون شده است. شرح متغیرهای ملحوظ در مدل به صورت زیر است:

نرخ فقر: در اینجا 4 مدل مختلف بر اساس 4 متغیر وابسته متفاوت ارائه شده است. متغیرهای مذبور عبارتند از نرخ‌های فقر سرشمار¹ 1/25 دلار و 2/50 دلار و رشد آنها. نرخ فقر سرشمار را می‌توان متدالول ترین شاخص در ادبیات فقر دانست. علی رغم کاستی‌های این شاخص مانند نادیده گرفتن شدت فقر برای افراد زیر خط فقر، این شاخص از قابلیت بالایی در انعکاس آثار سیاست‌های مداخله‌ای دولت‌ها بر استانداردهای زندگی افراد فقیر برخوردار است. در کشورهای در حال توسعه، نرخ فقر سرشمار هر سال به طور مرتب محاسبه نمی‌شود و بنابراین طبق روش

¹. Poverty Headcount Ratio

فوسو (2011) آخرین داده موجود در فاصله زمانی 2000-2006 استفاده شده است. همچنین نرخ رشد از تفاضل لگاریتم این آخرین داده و نرخ‌های فقر اوایل دهه 1990 به دست آمده است.¹

شاخص بلاخیزی: این شاخص نیز با استفاده از داده‌های مختلف مربوط به تلفات انسانی و مالی بلایای طبیعی مانند زلزله، سیل، طوفان و رانش زمین برای کشورهای مختلف دنیا از سوی شرکت میل کرافت ارائه شده و بین صفر تا 10 تعریف شده است. بنگلادش با میزان 0/06 بالاخیزترین کشور و استونی با میزان 9/86 ایمن‌ترین کشور در این فهرست هستند. این شاخص در سال 2010 بر اساس داده‌های پلایا در دوره 30 ساله 1980-2010 منتشر یافته است.

نرخ رشد در آمد سرانه: این شاخص متوسط نرخ رشد سالیانه در آمد سرانه را در بازه زمانی 2005-1995 نشان می‌دهد.

نرخ رشد نابرابری: نرخ رشد ضریب جینی با استفاده از بانک داده‌های بانک جهانی (2009) به صورت تفاوت لگاریتم ضریب جینی در سال انتهایی با لگاریتم ضریب جینی در سال ابتدایی (آخرین داده موجود در فاصله سال‌های 1996-1990) تقسیم بر تعداد سال‌ها محاسبه شده است.

متغیر مجازی کشورهای جنوب آفریقا: بسیاری از عواملی که در تحقیقات تجربی، فقر را توضیح می‌دهند در واقع تنها به دلیل گنجاندن کشورهای جنوب صحرای آفریقا معنادار هستند. از آنجا که این شباه ممکن است ایجاد شود که دلیل معنادار بودن شاخص بلاخیزی در کنار سایر متغیرهای کنترل، پوشش کشورهای جنوب صحرای آفریقا در مدل است، متغیری مجازی تعریف شده است که برای این گروه از کشورها عدد یک و برای سایر کشورها عدد صفر می‌گیرد. معنادار بودن این متغیر از خصوصیات منحصر به فرد کشورهای آفریقایی در رابطه با فقر حکایت می‌کند و به مدل امکان می‌دهد اثر بلاخیزی را جدای از این ویژگی‌های منطقه‌ای بررسی نماید.

1-5- منابع و اطلاعات

در پایگاه اطلاعاتی استفاده شده در این تحقیق، داده‌های 77 کشور در حال توسعه¹ برای شاخص‌های فقر، بلاخیزی، درآمد سرانه و نابرابری به کار گرفته شده است.

¹. هر چند در محاسبه نرخ‌های رشد دوره زمانی دقیقاً یکسان نیست، همپوشانی بالا میان دوره‌های زمانی برای کشورهای مختلف امکان استفاده از آنها را در مدل‌های اقتصادستنجه فراهم می‌کند.

این داده‌ها از مقاله فوسو (2011) استخراج شده‌اند. او آخرین داده‌های منتشر شده از سوی بانک جهانی در سال‌های 2000 تا 2007 را برای برآورد نرخ‌های فقر سرشمار 1/25 دلار و 2/50 دلار برکار گرفته است. در این تحقیق داده‌های فقر برای سه کشور چین، اندونزی و هند به طور مجزا برای مناطق شهری و روستایی محاسبه شده که مانیز داده‌های این سه کشور را برای مناطق شهری و روستایی تفکیک شده در نظر گرفته‌ایم. با این حال سایر شاخص‌ها نظیر شاخص بالاخیزی برای مناطق شهری و روستایی مشترک است.

رابطه بلایای طبیعی و شاخص‌های فقر در مقاله سعدوندی و همکاران (1390) نیز آزمون شده است. با این حال در آن مقاله شاخص‌های چندوجهی و میل کرافت برای فقر بکار گرفته شده، در حالی که در اینجا به نرخ سرشمار فقر توجه شده است. همچنین در آن مقاله 81 کشور توسعه یافته و در حال توسعه بررسی شده که تنها 38 کشور در حال توسعه با فهرست بالا مشترک است. از سوی دیگر در مدل حاضر علاوه بر متغیرهای سطح، متغیرهای رشد نیز آزمون شده‌اند. با توجه به تفاوت‌های فوق، در برخی موارد نتایج همسو و در سایر موارد نتایج متناقضی در این دو تحقیق دیده می‌شود. در واقع نتایج این دو پژوهش مکمل یکدیگرند.

6- الگوی تصریحی رابطه بلایای طبیعی و فقر

فوسو (2011) تلاش کرده از حداقل اطلاعات در دسترس استفاده نماید. با وجود این، به دلیل کمبود داده‌ها خصوصاً شاخص‌های سالیانه نابرابری، هنوز امکان استفاده از مدل‌های تابلویی مقدور نیست. بنابراین در تحقیق پیش رو از مدل‌های مقطع زمانی بهره گرفته شده است، با وجود این، استفاده از نرخ‌های رشد درآمد سرانه و نابرابری در کنار نرخ رشد فقر گامی به جلو است. آنچه در مدل‌های مقطع زمانی می‌بایست مورد توجه ویژه قرار گیرد، مشکلات مربوط به «واریانس

¹. کشورهای تحت بررسی عبارتند از: آلبانی، آرژانتین، آذربایجان، بنگلادش، روسیه سفید، بولیوی، بورکینافاسو، برونڈی، کامبوج، کامرون، آفریقای مرکزی، شیلی، چین، کلمبیا، کاستاریکا، ساحل عاج، جیبوتی، جمهوری دومینیکن، اکوادور، مصر، المساواه، استونی، اتیوپی، گرجستان، غنا، گینه، گینه بیسانو، هندوراس، هند، اندونزی، ایران، جامائیکا، اردن، قرقیزستان، کنیا، قرقیزستان، لائوس، لاویا، لسوتو، ماداگاسکار، مالزی، مالی، موریتانی، مکزیک، مولداوی، مغولستان، مراکش، موزامبیک، نپال، نیکاراگوا، نیجر، نیجریه، پاکستان، پاناما، پاراگوئه، پرو، فیلیپین، لهستان، رومانی، روسیه، سنگال، آفریقای جنوبی، سریلانکا، سوازیلند، تاتزایانا، تایلند، تونس، ترکیه، اوکراین، اوکراین، ونزوئلا، ویتنام، یمن و زامبیا.

ناهمسانی» و توزیع غیر نرمال جملات پسماند است. بدین دلیل برخی از مدل‌ها علاوه بر روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به روش حداقل مربعات وزنی (WLS) نیز آزمون شده و نتایج مقایسه گردیده‌اند.

در ابتدا مدل تصریحی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\text{POV}_i = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Disaster}_i + \beta_2 \cdot \text{GINCOME}_i + \beta_3 \cdot \text{GGINI}_i + \beta_4 \cdot \text{D_SSA}_i + u_i$$

نتایج حاصل از آزمون مدل با استفاده از روش «حداقل مربعات معمولی» و با قرار دادن نرخ‌های فقر سرشمار ۱/۲۵ دلار و ۲/۵۰ دلار به عنوان متغیر مستقل در جدول (۱) آمده است. در این رابطه نتایج زیر قابل تعمق‌اند:

جدول (۱) نشان می‌دهد که تاثیر بلاخیزی بر شاخص فقر معنی‌دار بوده و علامت آن مطابق با پیش‌بینی ما (منفی) است.^۱ متغیرهای توضیحی بلاخیزی، نرخ رشد درآمد سرانه و مجازی جنوب صحرای آفریقا در مدل اول با آمارهای t به ترتیب ۴/۰۲، ۲/۱۱ و ۱۱/۰۵ در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد، و در مدل دوم با آمارهای t به ترتیب ۵/۴۰، ۳/۱۷ و ۹/۳۳ در سطوح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هستند ولی متغیر نرخ رشد نابرابری معنادار نیست.

حضور معنادار متغیرهای کنترلی نرخ رشد درآمد سرانه GINCOME_i و مجازی جنوب صحرای آفریقا D_SSA_i با توجه به علامت آنها موجب استحکام مدل شده است. با این حال در این دو مدل نرخ رشد نابرابری معنادار نیست که با مدل سعدوندی و همکاران (۱۳۹۰) تطابق دارد.

تفسیر معناداری متغیرهای کنترل این است که نرخ رشد درآمد سرانه، از نرخ فقر می‌کاهد. این نتیجه با پژوهش‌های باقری و کاوند (۱۳۸۷)، صادقی و همکاران (الف ۱۳۸۸)، ابونوری و عباسی قادی (۱۳۸۶) سازگار و در تقابل با نتایج تحقیق صادقی و همکاران (۱۳۸۸) است.

با توجه به آنکه مدل‌های مقطع زمانی معمولاً قدرت توضیح دهی کمتری نسبت به مدل‌های سری زمانی دارند، ضرایب تعیین مدل‌ها ۶۵ و ۵۴ درصد مناسب ارزیابی می‌شود.

^۱. در واقع شاخص بلاخیزی معکوس است و عدد شاخص بالاتر نشانه بلاخیزی کمتر می‌باشد ولی نرخ فقر مستقیم است و از آنجا که به دنبال رابطه مستقیم بین این دو مفهوم هستیم علامت پارامتر می‌باشد منفی باشد.

پارامترهای مدل اول (دوم) پایدار بوده و تست نرمال بودن پسماندها با آماره جارک-برا برابر با ۱۰/۵ (۲/۳) رد نشده است. همچنین تست وايت با آماره F ۶۶/۱ در سطح اطمینان ۹۵٪ درصد (۵ درصد) واریانس همسانی را رد نمی‌کند.

جدول ۱: رابطه بلاخیزی و فقر
متغیر وابسته: نرخ سرشار فقر
روش: حداقل مربعات معمولی (OLS)

تعداد مشاهدات	R ²	مجازی جنوب صحرای آفریقا	نرخ رشد نابرابری	نرخ رشد درآمد سرانه	بلاخیزی	α	مدل
80	%75	40/17 (11/05)	0/34 (0/36)	-1/11 (-2/11)	-2/47 (-4/02)	27/67 (6/70)	P ₀ 1/25 دلار
80	%61	47/39 (9/33)	1/21 (0/91)	-2/34 (-3/17)	-4/63 (-5/40)	64/56 (11/18)	P ₀ 2/50 دلار

در این مرحله دقیقاً همان مدل‌های تصریحی جدول اول با همان متغیرهای مستقل آزمون می‌شوند و تنها تفاوت آن است که متغیرهای وابسته، رشد نرخ فقر سرشار ۲۵/۱ دلار و ۵۰/۲ دلار است.

جدول (2) نتایج حاصل از آزمون مدل‌های رشد نرخ فقر را نشان می‌دهد. نتایج این مدل‌ها با مدل‌های جدول (1) تا حدودی هماهنگی دارد.

نکات زیر درباره نتایج جدول (2) حائز اهمیت است:

متغیرهای توضیحی بلاخیزی، نرخ رشد درآمد سرانه، نرخ رشد نابرابری و مجازی جنوب صحرای آفریقا در مدل اول با آماره‌های ۳/۶۸، ۴/۴۴، ۶/۸۲ و ۳/۵۸ همگی در سطوح اطمینان ۹۹ درصد، و در مدل دوم با آماره‌های ۲/۳۸، ۲/۱۲، ۸/۶۲ و ۵/۱۲ در سطوح اطمینان ۹۸ درصد معنادار هستند.

جدول (2) نشان می‌دهد که رابطه بلاخیزی و رشد شاخص فقر معنی‌دار بوده و علامت آن مطابق با پیش‌بینی (منفی) است. حضور معنادار متغیرهای کنترلی نرخ رشد درآمد سرانه $G\text{INCOME}_i$ و نرخ رشد نابرابری $GGINI_i$ و مجازی کشورهای جنوب صحرای آفریقا $D\text{-SSA}_i$ با توجه به علامت آنها موجب استحکام مدل شده است.

نکته جالب در این مدل معناداری نرخ رشد نابرابری است که در جدول (1) و سعدوندی و همکاران (1390) نامعتبر بوده است. این نتیجه با بسیاری از پژوهش‌های فقر و نابرابری مانند آدامز

و پیج (Solow, 1956)، رام (Ram, 2007)، کوریتا و کورساکی (Kurita, 2007)، صادقی و همکاران (1388) هماهنگ است

با توجه به آنکه مدل‌های مقطع زمانی معمولاً قدرت توضیح دهی کمتری نسبت به مدل‌های سری زمانی دارند، ضرایب تعیین مدل‌ها 51 و 57 درصد مناسب ارزیابی می‌شود.

پارامترهای مدل اول پایدار بوده و تست نرمال بودن پسمندها با آماره جارک-برا برابر با 197 رد نشده است. همچنین تست وايت با آماره F برابر با $1/39$ در سطح اطمینان 10 درصد (5 درصد) واریانس همسانی را رد نمی‌کند.

در مدل دوم، تست نرمال بودن پسمندها با آماره جارک-برا برابر با 60,86 رد نشده است ولی تست وايت با آماره F برابر با 12/49 واریانس همسانی را رد می‌کند.

جدول 2: رابطه بلاخیزی و رشد فقر

روش: حداقل مربعات معمولی (OLS) متغیر وابسته: نرخ رشد نرخ سرشمار فقر

تعداد مشاهدات	R^2	مجازی جنوب صرای آفریقا	نرخ رشد ناابرای ری	نرخ رشد درآمد سواده	بلاخیزی	α	مدل
80	51 %	10/03 (3/58)	3/26 (4/44)	-2/77 (-6/82)	-1/74 (-3/68)	4/61 (1/45)	GP ₀ دلار 1/25
80	57 %	3/39 (2/96)	1/54 (5/12)	-1/43 (-8/62)	-0/46 (-2/38)	1/72 (1/32)	GP ₀ دلار 50/2

به منظور رفع مشکل واریانس ناهمسانی دو راه حل به طور همزمان به کار گرفته می‌شود: اول آنکه به جای استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی از مدل وزنی (WLS) استفاده می‌کنیم که وزن به صورت $Disaster_i \times GINCOME_i$ تعریف می‌شود؛ چرا که پسمندی‌های مدل دوم جدول (2) با حاصل ضرب این دو متغیر رابطه معنادار دارد. سپس کل مدل بر وزن مذبور تقسیم شده و با روش GLS تخمین زده شده، پارامترهای مدل مجدداً محاسبه می‌شود.

دوم، با بکارگیری روش مقاوم سازی وايت در برابر واریانس ناهمسانی^۱، آماره‌های t و F محاسبه می‌شوند.

نتایج حاصل از دو اصلاح فوق در جدول (3) آمده است.

جدول 3: رابطه بلاخیزی و رشد فقر
روش: حداقل مربعات وزنی (WLS)
متغیر وابسته: نرخ رشد نرخ سرشمار فقر

تعداد مشاهدات	R^2	مجازی جنوب صرحای آفریقا	نرخ رشد نابرابری	نرخ رشد درآمد سرانه	بلاخیزی	α	مدل
80	71%	6/90 (2/32)	1/40 (2/21)	-1/86 (-5/81)	-1/22 (-2/04)	5/34 (1/31)	GP ₀ 50/2 دلار

نکات زیر از مقایسه نتایج مدل‌های جداول (2) و (3) استخراج می‌شود:
قدرت توضیح دهنده مدل در جدول (3) با ضریب تعیین 71 درصد افزایش یافته است.
متغیرهای توضیحی بلاخیزی، نرخ رشد درآمد سرانه، نرخ رشد نابرابری و مجازی جنوب صحرای آفریقا در مدل اول با آماره‌های t به ترتیب 4/21، 5/81 و 2/32 در سطوح اطمینان حداقل 95 درصد معنادار هستند.

مقادیر پارامترهای تخمینی تفاوت معناداری با نتایج مدل دوم جدول (2) ندارد.
بنابراین نتایج ارائه شده در جدول (3) این نظریه را که رشد نرخ فقر در کشورهای بلاخیز با نرخ رشد درآمد کمتر و نرخ رشد نابرابری شدیدتر، بیشتر خواهد بود پشتیبانی می‌کند.

7- مباحثی در سیاست‌گذاری

یکی از نتایج پژوهش حاضر این است که کمبود سرمایه محافظه می‌تواند موجب بی‌اثر شدن کمک‌های فراوان خارجی به کشورهای LDC و نیز وام‌های خارجی به کشورهای HIPC شود؛ چرا که در نبود سرمایه محافظه در سطح مورد نیاز، سرمایه مولّد به هدر خواهد رفت. بنابراین، تمرکز بر سیاستی بنام «مدیریت هدر رفت سرمایه مولّد»² (PCWM) توصیه می‌شود.

¹. Heteroskedasticity Consistent Coefficient Covariance

². Productive Capital Waste Management

در زیرمجموعه PCWM دو نوع از سیاست‌ها قابل اشاره‌اند: «تزریق سرمایه محافظه» و یا «تأمین اعتبار سرمایه محافظه با افزایش نرخ مالیات بر درآمد». تزریق سرمایه مولّد یک سیاست خارجی است که می‌تواند از طریق مؤسسات بین‌المللی مانند بانک جهانی و یا صندوق بین‌المللی پول اعمال گردد. نسبت به سیاست جاری تزریق سرمایه مولّد، تزریق سرمایه محافظه راهی مستقیم تر و متمن‌کر بر منشأ مشکل (اتلاف سرمایه) است. اما در مقابل، افزایش نرخ مالیات بر درآمد یک سیاست داخلی است که می‌تواند توسط دولت اعمال شود.

7-1- تزریق سرمایه محافظه

در کشوری با سیستم مالیاتی پیشرفته، بخشی از دستمزد افراد جوان جامعه توسط دولت اخذ و در مقوله سرمایه محافظه هزینه می‌گردد. البته، هر مانعی که این فرآیند را تحت تأثیر قرار دهد، مانند نبود سیستم مالیاتی کار، بکارگیری نابجای منابع به دلیل وجود فساد و یا هزینه شدن آنها در حوزه سرمایه‌های مولّد به جای سرمایه‌های محافظه ممکن است سبب شود اقتصاد در تله فقر گرفتار گردد. این موضع، تزریق مقادیر فراوان سرمایه مولّد را به دلیل احتمال زیاد هدررفت سرمایه در اثر سوانح و بلایابی اثر می‌کنند. از این رو، بر اساس مدل پیشنهادی تزریق خارجی سرمایه محافظه نسبت به سرمایه مولّد مؤثرتر خواهد بود.

به هر تقدیر، یک سیستم کمک خارجی که در تلاش است تا موجودی سرمایه محافظه را به سطحی بالاتر از آستانه برساند، ممکن است موضع را مرتفع ساخته و اقتصاد را به وضعیت جدیدی سوق دهد که احتمال بقای سرمایه بالاتر است. ضمن اینکه نتیجه نامطلوبی که مدل پیشنهادی ارائه می‌کند این است که تزریق سرمایه محافظه یا مولّد تنها در شرایطی بسیار خاص می‌تواند مؤثر باشد: زمانی که $\theta < 1$ و $f_{min}^* > f_Q^* > f_{max}^*$. قابل ذکر است که ادبیات علمی اقتصاد غالباً مقدار $3 > \theta$ را می‌دانند. همانطور که پیشتر ذکر شد، در مواردی که با تله گریزناپذیر مواجه هستیم، تزریق سرمایه بی‌فایده است چرا که کمک‌های خارجی به مصرف می‌رسد و تأثیری در سطح وضعیت ایستا نخواهد داشت.

7-2- افزایش نرخ مالیات بر دستمزد

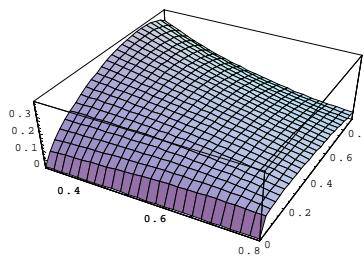
یک برنامه ریز اجتماعی می‌تواند با وضع مالیات بر درآمد، دو اثر بر اقتصاد داشته باشد. اول، بدون توجه به مقدار θ نرخ مالیات بالاتر نشان دهنده شبیه تندتر L است، که آن هم سطح وضعیت ایستا را ارتقاء می‌دهد، یعنی f_{\min}^* و f_{\max}^* افزایش می‌یابند در حالی که φ_{\min} و φ_{\max} ثابت باقی می‌مانند. دوم، نرخ مالیات بر دستمزد بالاتر سطح آستانه f_Q را افزایش می‌دهد. همان‌طور که تصویر 1 نشان می‌دهد، زمانی که $1 < \theta$ است، شرایط لازم و کافی برای عدم وقوع تله فقر عبارت است از: $\bar{k}_{\min} \leq k_Q \leq f_{\min}^*$ و یا $\tau^{\text{Trap-free}} = P_{\min} = 0$. در اینجا شرط کافی یعنی $f_{\min}^* = f_Q$ مورد توجه قرار گرفته است. بر اساس معادله 9، می‌توان نتیجه گرفت که در تابع احتمال پالس و هنگامی که $P_{\min} = 0$ ، نرخ مالیات بر دستمزد، $\tau^{\text{Trap-free}}$ ، تنها زمانی وجود دارد که داشته باشیم: $1 = (1 - \alpha)(1 - \tau)f_Q$. با جایگزین کردن مقدار معادل $\frac{Q^{1-\alpha}}{A}$ و ساده‌سازی خواهیم داشت:

$$\frac{Q^{1-\alpha}}{A} = (1 - \alpha)(1 - \tau)^{\alpha} \tau^{1-\alpha} \quad (13)$$

شرط 13 برای مقدار بیشینه Q که سیستم مالیاتی می‌تواند پشتیبانی کند تا از تله فقر اجتناب شود، محدودیتی برقرار می‌سازد. بنابراین، اگر آستانه مطلوب سرمایه مولّد برای تغییر از احتمال بقای اندک سرمایه به احتمال بقای بیشتر، بر مبنای بهره‌وری نهایی عامل¹ A ، بسیار بالا باشد، آنگاه هیچ نرخ مالیات بر دستمزدی در گستره صفر تا یک وجود نخواهد داشت که اقتصاد را از تله برهاند. تصویر 6 مقدار سمت راست معادله 13 را برای مقادیر $\alpha \in (0.3, 0.8)$ و $\tau \in (0, 1)$ نشان می‌دهد. بر اساس این تصویر، سمت راست معادله 13 در دامنه صفر تا $0/3$ تغییر می‌کند. برای مثال زمانی که $\alpha = 0.3$ باشد، نرخ مالیات بر دستمزد حدود $0/75$ به بیشترین مقدار $\frac{Q^{1-\alpha}}{A}$ که برابر با $0/3$ خواهد بود، منتج می‌گردد. از این رو اگر Q در گستره $Q \leq (0.3A)^{1/(1-\alpha)} = 0.18A^{1.43}$ خواهد بود که به اقتصاد امکان اجتناب از تله فقر را می‌دهد. این پتانسیل اهمیت بهره‌وری نهایی

¹. Total Factor Productivity

عامل (TFP) را در کاهش فقر انعکاس می‌دهد. در حقیقت، اگر A یک درصد افزایش یابد، سیستم مالیات می‌تواند $1/43$ درصد از مقادیر بالاتر برای Q را پشتیانی کند.



تصویر 6: مقادیر $\frac{Q^{1-\alpha}}{A}$ برای $\tau \in (0,1)$ و $\alpha \in (0,3,0,8)$

یکی از نتایج استدلال بالا این است که سیستم مالیات بر دستمزد نمی‌تواند مقادیر بالای Q را در کشورهایی با سطح TFP پائین پشتیانی کند. به همین جهت، بهبود بهره‌وری به برنامه‌های کاهش

فقر از دو جهت کمک خواهد کرد: اول، بهره‌وری بیشتر متضمن درآمد بیشتر و در پی آن سرمایه گذاری بیشتر در سرمایه محافظت است؛ دوم، بهره‌وری بالاتر اقتصاد را برای پشتیانی از سطح آستانه بالاتر Q از طریق مالیات بر درآمد، توانمند می‌سازد. بنابراین هر سیاستی که منجر به افزایش بهره‌وری شود مقبول بوده و برای یک اقتصاد گرفتار شده در تله فقر توصیه می‌شود.

از سوی دیگر، نرخ بالاتر مالیات بر درآمد مطلوبیت مصرف را بین افراد کاهش می‌دهد. سوال

دیگری که یک برنامه‌ریز با آن مواجه است یافتن نرخ مالیات بر درآمدی است که مطلوبیت افراد

را در هر دو دوره عمر بیشینه سازد. این نرخ τ^* ، نرخ بهینه است که به هنگام اتخاذ انتخاب‌های

بهینه توسط افراد، معادله زیر را بیشینه می‌کند:

$$\max_{\tau} V(\tau) = V(c_t^*, c_{t+1}^*),$$

که در آن V تابع ترجیح برنامه‌ریز، c_t^* و c_{t+1}^* انتخاب‌های بهینه افراد در معادله اولر می‌باشند. در نتیجه، برنامه‌ریز با سؤال متفاوتی روبرو می‌شود که ممکن است به یک معملاً تبدیل شود: نرخ مالیات بر درآمدی را انتخاب کند که مطلوبیت نسل حاضر در طول عمر را بیشینه سازد و برای

همیشه در تله باقی بماند، یا نرخی را انتخاب کند که اقتصاد را با هزینه پائین آوردن مطلوبیت نسل حاضر از تله خارج می‌کند. چنین به نظر می‌رسد که این معما در دموکراسی که در آن نسل‌های آینده حق رأی ندارند و نسل حاضر تمایلی به اجتناب از مصرف زودهنگام ندارد، پیچیده‌تر می‌گردد. این مدل تله فقر، مجدداً تصریح می‌کند که توسعه به یک «تلاش گسترشده»^۱ در حوزه محافظت نیاز دارد.

8- نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصادی تله فقر یک مکانیسم خودکفاست که رهایی از آن در نظام بازار آزاد امکان ندارد. مطالعه حاضر مبانی نظری شرایطی را تبیین می‌کند که در آن نه تنها بازار آزاد بلکه مداخلات داخلی و خارجی نیز در کاهش فقر بی‌تأثیر هستند. دو مؤلفه در دستیابی به این نتیجه مهم سهیم‌اند: اول، مفهوم محافظت از سرمایه مولد؛ دوم ترجیحات افراد در انتخاب‌های مصرفی در برابر تغییر نرخ بازگشت مورد انتظار سرمایه‌گذاری‌های بین‌نسلی.

مطالعات بیشتری نیاز است تا ارتباط عملی تله‌های فقر گریزناپذیر و گریزپذیر را نشان دهد. اگر نگاه ما در انتخاب کشورهای توسعه نیافته صحیح باشد آنگاه باید رابطه‌ای میان وجود رکود طولانی در کشورهای LDC و کمک‌های خارجی وجود داشته باشد. در کشورهایی که آثار درآمدی بر آثار جانشینی غلبه دارد، تله گریزناپذیر بی‌اثر بودن کمک‌های مالی خارجی را آشکار می‌سازد. البته اگر کشوری وجود داشته باشد که در آن آثار جانشینی غالب باشد، تزریق مقداری فراوان مالی از منابع خارجی زمانی که مقدار تزریق شده از شکاف محافظت بزرگ‌تر باشد، مؤثر خواهد بود.

تحقیق حاضر نظریه فوق را در قالب یک مدل تجربی آزمون کرده و نشان می‌دهد که نرخ فقر و رشد آن متأثر از بلاخیزی در کشورهایی با نرخ رشد درآمد ضعیف‌تر، نرخ رشد نابرابری شدیدتر و آفریقاًی جنوب صحراست.

¹. Big Push

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

1. ابونوری، اسماعیل. و عباسی قادری، رضا (1386). "برآورد اثر رشد اقتصادی بر فقر در ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی 30: 53-23.
2. باقری، فریده. و کاوند، حسین (1387). "اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری در ایران (1384-1387)". فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی 7(28): 190-173.
3. سعدوندی، علی. صادقی، حسین. یاوری، کاظم. و سحابی، بهرام (1390). "تأثیر بلایای طبیعی بر شاخص‌های فقر در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته". پژوهش در حال انجام.
4. صادقی، حسین. باسخا، مهدی. و شفاقی شهری، وحید (1388). "رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه". فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی 9(33): 44-27.
5. صادقی، حسین. عصاری آرانی، عباس. و جلیلی، ظریفه (1388). "بررسی رابطه رشد اقتصادی و فقر در ایران (طی سال‌های 1383-1363)". فصلنامه پژوهش‌های بازار گانی 50: 100-73.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Azariadis, C (2006). "The Theory of Poverty Traps; What Have We Learned?". In S. Bowles, S. N. Durlauf, & K. Hoff (Eds.), *Poverty Trap*. New York: Russel Sage Foundation: 19-23.
2. Azariadis, C., & Stachurski, J. (2005). *Poverty Traps*, In P. Aghion, & S. N. Durlauf, *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1, 326.
3. Barro, R. J. (2006). "Rare disasters and asset markets in the twentieth century". *Quarterly Journal of Economics* 121(3): 823-866.
4. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth* (2nd ed.). Cambridge, Massachusetts, USA, The MIT Press.
5. Chakraborty, S. (2004). "Endogenous Lifetime and Economic Growth". *Journal of Economic Theory* 116: 119 -137.
6. Diamond, P. (1965). "National Debt in a Neoclassical Growth Model". *American Economic Review* 55(5): 1126-1150.
7. Kurita, T. and Kurosaki, K. (2007). "The Dynamics of Growth, Poverty and Inequality: A Panel Analysis of Regional Data from the Philippines and Thailand". Institute of Economic Research, Tokyo Hitotsubashi University, Discussion Paper Series, no 223.

8. Ram, R. (2007). "Roles of Income and Equality in Poverty Reduction: Recent Cross-Country Evidence". *Journal of International Development* **19**(7): 919-926 .
9. Rietz, T. A. (1988). "The Equity Risk Premium: A Solution". *Journal of Monetary Economics* **22**(1): 117–131.
10. Saedvandi, A. and Sadeghi, H. and Yavari, K. and Sahabi, B. (2011). "Protective Capital and Poverty Trap". *Working Paper*.
11. United Nations. (2008). *World Economic and Social Survey*, New York, United Nations Publications.
12. Wikipedia. (n.d.). "Chile Earthquake". Retrieved April 25, 2010, http://en.wikipedia.org/wiki/2010_Chile_earthquake.