

## تحولات جمعیتی و تقاضا برای پول در ایران

دکتر محمد نوفرستی \*

### چکیده

تنظیم عرضه پول متناسب با حجم فعالیت‌های اقتصادی و تعیین اثر تغییر برونزای عرضه پول بر متغیرهای اقتصاد کلان به نحو بارزی بستگی به قابل پیش‌بینی بودن تقاضای پول دارد. عدم شناخت صحیحی از متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول و میزان اثرگذاری هر یک، باعث می‌شود تا سیاستگذاران اقتصادی نتوانند نیاز پولی جامعه را به درستی برآورد کرده و اثر سیاستگذاری‌های پولی بر متغیرهای هدف را به گونه مناسبی برآورد کنند. در میان متغیرهای معمول تأثیرگذار بر تقاضای پول، یکی از متغیرهایی که در شرایط کنونی جامعه ما اثر محسوس بر تقاضای پول دارد و نادیده گرفتن آن ارزیابی ما از تقاضا برای پول را با خطای جدی مواجه می‌سازد، تغییر ساختار سنی جمعیت است.

در این پژوهش با پیوند دادن نظریه مصرف دوران زندگی اندو و مادیگیلانی و نظریه تقاضای پول بامول و توبین تابع تقاضایی را برای پول به گونه‌ای تصریح می‌کنیم که بتواند اثر تغییر ساختار سنی جمعیت را بر تقاضای پول نشان دهد. ضرایب این تابع تقاضا را به کمک آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶ و به روش همجمعی برآورد کرده‌ایم. نتایج حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای جمعیتی و سایر متغیرهای معمول تابع تقاضا برای پول است.

الگوی تصحیح خطا نیز که انعکاس دهنده فرایند پویای تقاضا برای پول است، ثبات تابع تقاضای پول را به اثبات می‌رساند. بر اساس نتایج به دست آمده، افزایش نسبی جمعیت در گروه میان‌سال جامعه، که تأمین‌کننده اصلی درآمد و پس‌انداز جامعه هستند، تقاضا برای پول را افزایش می‌دهد. حال آنکه افزایش نسبی در جمعیت جوان و پیر جامعه باعث کاهش تقاضای پول می‌شود. در نظر نگرفتن تغییر ساختار سنی جمعیت در تابع تقاضای پول سبب می‌شود تا برآورد ضرایب با تورش مواجه شده و اطلاعات نادرستی به سیاستگذاران اقتصادی انعکاس یابد.

واژگان کلیدی: تقاضای پول بامول و توبین، ساختار سنی جمعیت، همجمعی، الگوی تصحیح خطا.

طبقه‌بندی JEL : J11, E52, E41, C22.

## ۱. مقدمه

کینز در کتاب "نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول" عنوان می‌کند که میل نهایی به پس‌انداز و تقاضا برای دارایی‌های مالی تحت تأثیر عوامل متعددی است و شدت تأثیرگذاری این عوامل به متغیرهای جمعیتی وابسته است. نظریه مصرف دوران زندگی اندو و مادیگلیانی<sup>۱</sup> (۱۹۶۳) نیز عنوان می‌کند که رفتار مصرفی و در نتیجه پس‌انداز یک فرد به درآمد، ثروت، سن، وضعیت تأهل و سایر ویژگی‌های جمعیتی بستگی دارد که در دوران مختلف زندگی فرد متفاوت است. بر اساس این دو نظریه، مقدار تعادلی دارایی‌های مالی و از جمله پول، نه تنها تابعی از درآمد یا ثروت است، بلکه متأثر از متغیرهای جمعیتی نیز می‌باشد.

در جوامعی که ساختار سنی آنها در طول زمان تغییر چندانی نکرده و هرم سنی آنها تقریباً استوانه‌ای شکل است، در نظر نگرفتن متغیر ساختار سنی جمعیت در تبیین تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان مشکل‌ساز نیست. ولی در جامعه ایران که با انفجار جمعیتی دهه ۱۳۶۰ مواجه بوده است، توجه به تغییر ساختار سنی جمعیت به عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

بررسی روند رشد جمعیت ایران در سه دهه گذشته نشان می‌دهد که افزایش شدید زاد و ولد دهه ۶۰ باعث شده تا در این دهه قاعده هرم سنی جمعیت به صورت چشم‌گیری پهن شود، با گذشت زمان کم‌کم این قاعده پهن به سطوح بالاتر انتقال یافته و اکنون به گروه سنی ۲۵ تا ۲۹ سال رسیده است. به بیان دیگر، این گروه سنی در میان گروه‌های سنی دیگر از بالاترین میزان جمعیت برخوردار شده است. پس از این گروه سنی، گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ سال بالاترین تعداد جمعیت را دارد. این دو گروه سنی، یعنی افراد ۲۰ تا ۲۹ سال، حدود  $\frac{1}{4}$  جمعیت کشور را تشکیل می‌دهند. به یقین، چنین تغییراتی در هرم سنی جمعیت کشور آثار قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی و از جمله تقاضا برای پول بر جای می‌گذارد.

تأثیر تغییرات ساختار سنی جمعیت بر مصرف و پس‌انداز در ایران توسط افرادی همچون

<sup>۱</sup> Ando & Modigliani

نوفرستی و مدنی تنکابنی (۱۳۸۵) و نوفرستی و احمدی (۱۳۸۷) مورد مطالعه قرار گرفته است، اما تأثیر آن بر تقاضای پول مورد بررسی قرار نگرفته است. در این پژوهش قصد داریم تا با پیوند دادن نظریه مصرف دوران زندگی اندو و مادینگلیانی و نظریه تقاضای پول بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶)، خلأ موجود در مورد تأثیر تحولات جمعیتی بر تقاضای پول را پر کرده و به تابع باثباتی از تقاضای پول دست یابیم.

مطالعه کلاسیک گلدفلد<sup>۱</sup> (۱۹۷۳) نشان داده است که تقاضا برای پول (M1) تابع باثباتی از درآمد و هزینه فرصت پول است. اما عملکرد ضعیف تابع تقاضا برای پول در سال‌های اخیر توجه بسیاری از پژوهشگران را به خود معطوف کرده است و مطالعات تجربی متعددی در کشورهای مختلف جهان برای دستیابی به تابع قابل اطمینانی از تقاضا برای پول به انجام رسیده است. از جمله این مطالعات می‌توان به تین<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، هاوانگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۲)، رائو و سینگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۶)، حسین و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۶)، رائو و کومار<sup>۶</sup> (۲۰۰۷) و کومار و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) اشاره کرد.

در ایران نیز مطالعات تجربی متعددی در خصوص عوامل تأثیرگذار بر تقاضای پول و بررسی ثبات آن صورت گرفته است. از جمله مطالعاتی که علاوه بر متغیرهای معمول تأثیرگذار بر تقاضای پول، متغیر نرخ برابری ارز را مورد توجه قرار داده و جانشین ارزی را بررسی کرده‌اند می‌توان به نوفرستی (۱۳۷۴)، بهمنی اسکوئی (۱۳۸۰)، لشکری (۱۳۸۲) و فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴) اشاره کرد. ثبات تقاضای پول در ایران نیز علاوه بر نوفرستی (۱۳۷۴)، توسط مطالعات متعددی همچون هژبر کیانی (۱۳۷۸)، اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲)، کمیجانی و بوستانی (۱۳۸۳)، شیرین‌بخش (۱۳۸۴)، جعفری صمیمی، علمی و صادق‌زاده (۱۳۸۵) مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین اثر توزیع درآمد بر تقاضای پول نیز توسط جعفری صمیمی، علمی و صادق‌زاده (۱۳۸۶) بررسی شده است.

<sup>۱</sup>. Goldfield

<sup>۲</sup>. Tin

<sup>۳</sup>. Hwang

<sup>۴</sup>. Rao & Sing

<sup>۵</sup>. Hussain, et al

<sup>۶</sup>. Rao & Kumar

<sup>۷</sup>. Kumar, et al

در این پژوهش تلاش می‌کنیم تا به آنچنان تابع تقاضایی برای پول دست یابیم که متغیر تغییر ساختار سنی جمعیت به عنوان عامل مهمی در کنار سایر متغیرهای معمول، تغییرات تقاضا برای پول را تبیین کند. برای این منظور، ادامه مقاله بدین شرح تنظیم شده است؛ در بخش دوم به مبانی نظری تابع تقاضا برای پول می‌پردازیم و الگوی تقاضای پول را تصریح می‌کنیم. در بخش سوم، ضرایب الگو را برآورد کرده و نتایج را ارائه می‌کنیم. در بخش چهارم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

## ۲. مبانی نظری تابع تقاضا برای پول

یکی از نظریه‌هایی که بر نقش پول به عنوان وسیله مبادله تأکید دارد، نظریه تقاضای پول بامول و توپین است. این نظریه اساساً در مورد تقاضا برای اوراق بهادار با درجه میعان بسیار بالا نظیر پول نقد و سپرده‌های جاری است. در این نظریه نگهداری پول از جنبه هزینه و فایده نگهداری آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. فایده نگهداری پول برای افراد از آن جهت است که مجبور نباشند در هر مبادله‌ای، برای گرفتن پول مورد نیاز به بانک مراجعه کنند. در عین حال افراد سعی می‌کنند که هزینه نگهداری پول را حداقل کنند.

این هزینه، نه تنها هزینه صریح تبدیل دارایی به نقد را شامل می‌شود؛ بلکه هزینه‌های ضمنی از جمله هزینه‌های مربوط به مراجعه به بانک و صرف وقت را نیز در بر می‌گیرد. هر اندازه هزینه هر بار مراجعه به بانک برای تبدیل انواع دارایی به پول بیشتر باشد، تقاضا برای پول بیشتر خواهد بود. مسلماً این هزینه‌های ضمنی برای افراد مختلف در جامعه بر حسب خصوصیات و نیازهای رفتاری افراد متفاوت خواهد بود. به طور مثال اگر فرد A در ازای هر ساعت کار، مقدار بیشتری درآمد نسبت به فرد B کسب کند، هزینه فرصت وی برای مراجعه به بانک از فرد B بیشتر بوده و در نتیجه، تقاضای پول وی در هر بار مراجعه به بانک بیشتر است.

حال، با توجه به نظریه دوران زندگی اندو و مادیگیلانی می‌توان کل افراد جامعه را به سه گروه جوان، میان‌سال و پیر تقسیم کرد. ویژگی‌های گروه جوان و گروه پیر بسیار شبیه به هم است. این دو گروه که در اوایل و اواخر عمر خود قرار دارند دارای درآمد کمتری از گروه میان‌سال دارند. گروه میان‌سال که در دوران اوج فعالیت و عمر مفید کاری خود هستند، درآمد بیشتری دارند. این گروه که

براساس فرضیه دوران زندگی آندو و مادیگلیانی تأمین‌کنندگان مؤثر پس‌انداز جامعه‌اند<sup>۱</sup>، به دلیل داشتن درآمدهای بالاتر از دو گروه جوان‌تر و سالخورده، علاوه بر آنکه دارای پس‌انداز و در نتیجه پس‌انداز مالی بیشتری هستند، از هزینه فرصت بالاتری در هر بار مراجعه به بانک برای تبدیل دارایی‌های مالی به پول برخوردارند. لذا این افراد بنا بر نظریه بامول و توبین، به دلیل حداقل کردن هزینه‌های خویش، از تقاضا برای پول بیشتری نسبت به دو گروه دیگر برخوردارند. در این صورت، در یک جامعه فرضی با هرم جمعیتی به نفع گروه میان‌سال، نسبت به زمانی که هرم سنی جوان یا سالخورده باشد، تقاضا برای پول به دو دلیل بیشتر است؛ یکی آنکه گروه میان‌سال دارای بیشترین پس‌انداز در قالب دارایی‌های فیزیکی و مالی هستند و دیگری آنکه از هزینه فرصت بالاتری برای تبدیل سایر اشکال دارایی به پول و مراجعه به بانک برخوردارند. بنابراین، چنانچه ساختار جمعیتی یا ساختار سنی<sup>۲</sup> در این جامعه تغییر کند، به فراخور آن، تقاضا برای پول نیز تغییر خواهد کرد.

همان‌طور که بیان شد، بامول و توبین با ارائه نظریه معاملاتی پول بر نقش پول به عنوان واسطه مبادله تاکید داشته و معتقدند که فرد با یک تحلیل هزینه فایده برای نگهداری پول روبه‌رو است. متوسط پول نگهداری‌شده توسط فرد در هر دوره و یا به بیان دیگر، تقاضای او برای پول، توسط تعداد بهینه دفعات مراجعه به بانک تعیین می‌شود. هر چه تعداد مراجعه به بانک بیشتر باشد، پول کمتری نگهداری شده و در نتیجه سود کمتری از دست رفته است. اما از سوی دیگر با افزایش تعداد مراجعات، هزینه‌های تأمین پول افزایش می‌یابد. بدین ترتیب، کل هزینه مربوط به نگهداری پول از دو بخش تشکیل می‌شود؛ یکی سود از دست رفته و دیگری هزینه فرصت مراجعه به بانک است.

فرض کنید که فرد تصمیم‌گیری کند مبلغ  $y$  ریال را در طول یک دوره زمانی خرج کند. چنانچه تعداد مراجعات وی برای گرفتن پول به بانک در این دوره زمانی  $n$  بار باشد، متوسط پول نگهداری شده توسط وی برابر  $\frac{y}{2n}$  است. اکنون اگر هزینه هر بار مراجعه به بانک شامل هزینه وقت صرف‌شده و هزینه رفت و آمد  $a$  ریال و هزینه فرصت نگهداری پول  $r$  درصد باشد، کل هزینه فرد

<sup>۱</sup>- Berg, Lennart.(1994).

<sup>۲</sup>- Age structure

(TC) برابر حاصل جمع سود از دست‌رفته و هزینه مراجعه به بانک خواهد بود.

$$TC = r \frac{y}{2n} + na \quad (1)$$

برای تعیین آن تعداد مراجعه به بانک که هزینه کل فرد را حداقل کند، چنانچه از تابع هزینه نسبت به  $n$  مشتق گرفته و آن را برابر صفر قرار دهیم،  $n$  برابر خواهد بود با:

$$n = \sqrt{\frac{ry}{2a}} \quad (2)$$

با توجه به آنکه متوسط پول نگهداری شده توسط فرد برابر  $\frac{y}{2n}$  است، مقدار تقاضای بهینه پول، با جایگذاری تعداد مراجعه بهینه به دست آمده از رابطه بالا، به صورت رابطه ۳ به دست می‌آید.

$$M^d = \frac{y}{2 \sqrt{\frac{ry}{2a}}} = \sqrt{\frac{ay}{2r}} \quad (3)$$

این رابطه نشان می‌دهد که هر چه هزینه هر بار مراجعه به بانک ( $a$ ) بیشتر و درآمد ( $y$ ) بیشتر باشد، پول بیشتری نگهداری می‌شود. اما هر چه نرخ بهره ( $r$ ) بیشتر باشد، پول کمتری نگهداری خواهد شد. الگوی بالا را می‌توان به گونه وسیع‌تری مورد توجه قرار داد که شامل هزینه فرصت مراجعه به بازار بورس و تبدیل انواع دیگر ثروت به پول و یا برعکس بوده باشد. چنانچه این هزینه فرصت را با  $C$  نشان دهیم، تابع تقاضای پول در کل جامعه را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد:

$$M^d = f(y^+, r^-, c^+) \quad (4)$$

در یک اقتصاد باز، انتظارات از تغییر نرخ برابری ارز نیز عامل دیگری است که بر تقاضای پول مؤثر است؛ زیرا هر چه افزایش در نرخ برابری ارز بیشتر باشد هزینه فرصت نگهداری پول نیز بیشتر خواهد بود. حال چنانچه فرض شود که انتظارات محقق می‌شوند، می‌توان تغییر در نرخ برابری ارز در بازار موازی ارز ( $\Delta ef$ ) را به عنوان عامل تأثیرگذار بر تقاضای پول در تابع تقاضای پول لحاظ کرد.

$$M^d = f(y^+, r^-, \Delta ef^-, c^+) \quad (5)$$

همان‌گونه که پیشتر نیز اشاره شد، هزینه فرصت افراد برای مراجعه به بانک و تبدیل انواع دیگر ثروت به پول، در گروه‌های سنی مختلف متفاوت است. وقتی ساختار سنی جمعیت به نفع گروه خاصی در جامعه تغییر می‌یابد، به دلیل تغییر در هزینه فرصت، تقاضا برای پول نیز متأثر می‌شود. به عنوان مثال چنانچه افراد میان‌سال که تأمین‌کننده اصلی درآمد و پس‌انداز جامعه هستند و از هزینه فرصت بالاتری نسبت به دیگران برخوردارند، افزایش یابند، انتظار می‌رود که تقاضا برای پول در جامعه افزایش یابد. از این‌رو متغیر ساختار سنی جمعیت را در تابع تقاضا برای پول به جای  $c$  جانشین می‌کنیم. به این ترتیب می‌توان تابع تقاضا برای پول را به صورت خطی به‌گونه‌ای تصریح کرد که تابعی از متغیرهای معمول تأثیرگذار بر تقاضای پول ( $X$ ) و متغیر تغییر ساختار سنی جمعیت ( $AS$ ) باشد.

$$M^d = X\beta + \alpha AS \quad (6)$$

در این تابع،  $M^d$  تقاضا برای پول واقعی،  $X$  بردار متغیرهای توضیح‌دهنده  $y$ ،  $r$  و  $\Delta ef$  است.

اکنون بر روی متغیر ساختار سنی جمعیت متمرکز می‌شویم و سعی می‌کنیم تحولات جمعیتی را توسط این متغیر به روشی که فیر و دومینگوئز<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) اتخاذ کرده‌اند، نشان دهیم. برای این منظور ابتدا جمعیت را به  $J$  گروه سنی تقسیم می‌کنیم. آنگاه متغیر مجازی  $DJ_{it}$  را به گونه‌ای تعریف می‌کنیم که اگر فرد  $i$  ام در زمان  $t$  متعلق به گروه سنی  $J$  ام باشد، عدد یک را اختیار کند. در غیر این صورت، این متغیر عدد صفر را اختیار خواهد کرد. به این ترتیب، تابع تقاضای پول هر فرد را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$M_{it} = X_{it}\beta + \alpha_1 D1_{it} + \alpha_2 D2_{it} + \dots + \alpha_j DJ_{it} + \varepsilon_t \quad (7)$$

در رابطه ۷،  $M_{it}$  تقاضای فرد  $i$  در زمان  $t$ ،  $X_{it}$  بردار متغیرهای معمول توضیح‌دهنده تقاضای پول برای فرد  $i$  ام در زمان  $t$  و  $D1$  تا  $DJ$  متغیرهای مجازی مربوط به  $J$  گروه سنی در جامعه هستند.

از آنجا که به دلیل مشکلات آماری نمی‌توان تابع تقاضای بالا را برای یکایک افراد جامعه برآورد کرد، اگر چنین فرض شود که ضرایب معادله تقاضای پول افرادی که در یک گروه سنی قرار دارند ثابت است و تفاوت تنها در عرض از مبدأ این رابطه است، آنگاه می‌توان تقاضای پول تمامی افراد

<sup>۱</sup> Fair & Dominguez

جامعه را به صورت مجموع زیر تصریح کرد:

$$M_t = X_{it} \beta + \alpha_1 N_{1t} + \alpha_2 N_{2t} + \dots + \alpha_j N_{jt} + u_t \quad (8)$$

در این رابطه،  $M_t$  مقدار تقاضای پول تمامی افراد جامعه و  $N_{jt}$  شمار تعداد افراد متعلق به گروه سنی  $J$  در زمان  $t$  است. اکنون چنانچه دو طرف معادله را بر جمعیت کل تقسیم کنیم، داریم:

$$\frac{M_t}{N_t} = \frac{X_{it}}{N_t} \beta + \alpha_1 \frac{N_{1t}}{N_t} + \alpha_2 \frac{N_{2t}}{N_t} + \dots + \alpha_j \frac{N_{jt}}{N_t} + \frac{u_t}{N_t} \quad (9)$$

در این صورت، سرانه هر متغیر در رابطه به دست می‌آید که می‌توان آن را با حروف کوچک نمایش داد. به این ترتیب، تابع تقاضای سرانه پول به صورت زیر در می‌آید:

$$m_t = x_{it} \beta + \alpha_1 p_{1t} + \alpha_2 p_{2t} + \dots + \alpha_j p_{jt} + v_t \quad (10)$$

که در آن،  $p_{jt} = \frac{N_{jt}}{N_t}$  جمعیت نسبی در هر گروه سنی و  $v_t$  جمله اخلاص است. معادله بالا را می‌توان

به صورت معادل زیر نیز نوشت:

$$m_t = x_t \beta + \sum_{j=1}^n \alpha_j p_{jt} + v_t \quad (11)$$

حال، چنانچه ضرایب رابطه بالا را برآورد کنیم، می‌توان اثر تغییر در جمعیت نسبی هر گروه سنی را بر تقاضای پول مشاهده کرد. اما برآورد رابطه بالا به شکل تصریح‌شده با توجه به تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده، باعث خواهد شد تا مشکل کاهش شدید درجات آزادی بروز کرده و ضرایب قابل برآورد و یا قابل اعتماد نباشند. لذا برای حل این مشکل فرض می‌شود که ضرایب  $\alpha$  مربوط به گروه‌های مختلف سنی، بر روی یک چندجمله‌ای درجه دوم به صورت زیر قرار داشته باشند:

$$\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2 \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (12)$$

$n$  تعداد گروه‌های سنی است.

قید بالا این انعطاف‌پذیری را ایجاد می‌کند تا بتوان رفتار متفاوت تک تک گروه‌های سنی بر روی تقاضای پول را از یکدیگر تفکیک کرد. حال، چنانچه  $\alpha_j$  ها در رابطه تقاضای پول توسط قید بالا



جایگزین شوند، خواهیم داشت:

$$m_t = x_t \beta + \sum_{j=1}^n (\gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2) p_{jt} + v_t \quad (13)$$

با بسط رابطه ۱۳، خواهیم داشت:

$$m_t = x_t \beta + \gamma_0 \left( \sum_{j=1}^n p_{jt} \right) + \gamma_1 \left( \sum_{j=1}^n j \cdot p_{jt} \right) + \gamma_2 \left( \sum_{j=1}^n j^2 \cdot p_{jt} \right) + v_t \quad (14)$$

چنانچه عبارت‌های داخل پرانتز را  $Z_0$ ،  $Z_1$  و  $Z_2$  بنامیم، داریم:

$$m_t = x_t \beta + \gamma_0 Z_{0t} + \gamma_1 Z_{1t} + \gamma_2 Z_{2t} + v_t \quad (15)$$

اکنون با در دست داشتن آمار جمعیتی می‌توان متغیرهای  $Z_{0t}$ ،  $Z_{1t}$  و  $Z_{2t}$  را ساخت و پس از برآورد ضرایب  $\gamma_0$ ،  $\gamma_1$  و  $\gamma_2$  در معادله تقاضای پول، با قرار دادن آنها در قید چندجمله‌ای درجه دوم مفروض،  $n$  ضریب مربوط به تمامی گروه‌های سنی ( $\alpha_j$ ها) را محاسبه کرد. چنانچه این ضرایب را بر روی یک نمودار، در رابطه با گروه‌های سنی رسم کنیم، با استناد به نظریه تقاضای پول بامول و توبین انتظار داریم که هر چه تمرکز جمعیت در گروه‌های سنی میان‌سال بیشتر باشد، تقاضا برای پول نیز بیشتر باشد و در نتیجه نمودار حاصله در گروه میان‌سال از اوج بیشتری برخوردار باشد.

اکنون روش شرح داده شده در بالا را به کار گرفته و معادله تقاضا برای پول در ایران را برآورد می‌کنیم. متأسفانه، آمار جمعیتی مرکز آمار ایران امکان تفکیک جمعیت به گروه‌های یک ساله را نمی‌دهد. در این مرکز، آمار جمعیتی گزارش‌شده بر حسب گروه‌های سنی ۴ ساله است. بدین ترتیب، کل جمعیت ایران به ۱۸ گروه سنی قابل تقسیم است. از کل این هجده گروه، دوازده گروه سنی را که می‌توان آنها را صاحب درآمد و فعال در نظر گرفت، انتخاب کرده و وارد تابع تقاضا برای پول می‌کنیم. این ۱۲ گروه سنی شامل گروه‌های سنی ۱۵-۱۹، ۲۰-۲۴، ... و ۷۰-۷۴ سال هستند.

بر این اساس، رابطه نهایی تصریح‌شده برای تقاضای پول را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$m_1 p = f(y_p, \text{def}, r, Z_0, Z_1, Z_2) \quad (16)$$

که در آن،  $m_1 p$  حجم پول سرانه بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶،  $y_p$  تولید ناخالص

داخلی بدون نفت سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ به عنوان شاخصی از درآمد بخش خصوصی، def تغییرات نرخ ارز در بازار آزاد،  $r$  نرخ سود تسهیلات بانکی و  $Z_0$ ،  $Z_1$  و  $Z_2$  متغیرهای جمعیتی است.

### ۳. برآورد الگو و ارائه نتایج

پیش از برآورد الگو، پایایی متغیرهای تابع تقاضای پول به روش دیکی - فولر تعمیم‌یافته را مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتایج مربوط به این آزمون را در جدول ۱ ارائه کرده‌ایم. همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیر تغییرات نرخ ارز در سطح پایاست، یعنی  $I(0)$  است. متغیرهای حجم پول سرانه، تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه و نرخ سود همگی پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند، لذا  $I(1)$  هستند و متغیرهای جمعیتی  $Z_0$ ،  $Z_1$  و  $Z_2$  نیز همگی  $I(2)$  هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگوی تقاضای پول<sup>۱</sup>

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
$m_{1p}$	۱/۱۴	-۱/۹۵	ناپایا
$D(m_{1p})$	-۳/۵۹	-۱/۹۵	پایا
$yp$	۱/۳۹	-۱/۹۵	ناپایا
$D(yp)$	-۳/۲۴	-۱/۹۵	پایا
def	-۲/۱	-۱/۹۵	پایا
$r$	۰/۹۴	-۱/۹۵	ناپایا
$D(r)$	-۶/۳۹	-۱/۹۵	پایا
$Z_0$	۱/۵۵	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_0)$	-۰/۲۹	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_0,2)$	-۷/۵۶	-۱/۹۵	پایا
$Z_1$	۱/۴۷	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_1)$	-۰/۱۸	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_1,2)$	-۷/۴۵	-۱/۹۵	پایا
$Z_2$	۱/۳۴	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_2)$	-۰/۲۹	-۱/۹۵	ناپایا
$D(Z_2,2)$	-۷/۱۵	-۱/۹۵	پایا

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

<sup>۱</sup>. حالت مناسب تابع در تمامی موارد بدون عرض از مبدأ و روند زمانی بوده است.

حال که مرتبه جمع متغیرهای الگو مشخص شد، می‌توان به برآورد الگوی تصریح‌شده برای تقاضای پول پرداخت. در این پژوهش با به کارگیری روش خودرگرسیون گسترده وقفه (ARDL) و با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶ ضرایب الگو برآورد شده است. تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرها را می‌توان بر اساس یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) و یا  $\bar{R}^2$ ، تعیین کرد. در این مطالعه برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارز-بیزین بهره جستیم که در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه برای نمونه‌هایی با کمتر از ۵۰ مشاهده بسیار مناسب است. نتایج برآورد ضرایب الگو به کمک نرم‌افزار Microfit(5) به گونه‌ای است که در جدول ۲ ارائه کرده‌ایم.

جدول ۲. الگوی ARDL تقاضای پول

متغیرها	ضرایب	احتمال [آماره آزمون]
$m_1p(-1)$	۰/۵۴۱	۷/۹۱ [۰/۰۰۰]
yp	۰/۱۹۶	۸/۹۱ [۰/۰۰۰]
def	-۰/۰۰۰۰۵۶	-۲/۷۷ [۰/۰۰۹]
r	-۰/۰۱	-۲/۳۰ [۰/۰۲۷]
$Z_0$	-۸/۳۱	-۳/۵۳ [۰/۰۰۱]
$Z_1$	۳/۰۳۲	۳/۱۸ [۰/۰۰۳]
$Z_2$	-۰/۲	-۲/۱۹ [۰/۰۳۵]
$DU_{57}$	۰/۳۴۸	۶/۰۷ [۰/۰۰۰]
$R^2=۰/۹۸۹$ $D.W=۱/۸۹$ $F=۵۰۸/۴۵$ [۰/۰۰۰] Serial Correlation : 0.0184 [0.893]		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر  $DU_{57}$  یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های پیش از انقلاب برابر صفر و برای بقیه سال‌ها یک است.

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنا دارند. قدرت توضیح‌دهندگی مدل نیز با توجه به  $R^2$  به دست آمده تقریباً برابر ۹۹ درصد است که نشان‌دهنده توضیح‌دهندگی بسیار خوب الگوی تصریح شده است.

پیش از استخراج رابطه بلندمدت تابع تقاضای پول از الگوی ARDL، لازم است نسبت به وجود رابطه تعادلی بلندمدت اطمینان حاصل کنیم. یکی از آزمون‌هایی که معمولاً برای بررسی این مسأله مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون بنرجی - دولادو و مستر<sup>۱</sup> است. برای انجام این آزمون می‌باید ضرایب برآوردشده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته را با هم جمع کرد و مقدار به‌دست آمده را از یک کم کرد، سپس با تقسیم کردن مقدار حاصل‌شده به جمع انحراف معیارهای مربوط به این ضرایب به آماره‌ای از نوع  $t$  دست یافت. از آنجا که در الگوی برآوردشده برای تقاضای پول، متغیر وابسته تنها با یک وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، آماره  $t$  به‌دست‌آمده بر اساس این آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$t = \frac{0.541 - 1}{0.068} = -6.75$$

باتوجه به کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی - دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد که برابر ۴/۴۳- است، ملاحظه می‌شود که قدرمطلق آماره آزمون محاسبه‌شده از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه‌شده بزرگتر است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر مبنی بر نبود همجمعی بین متغیرهای الگو رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تقاضای پول وجود دارد. این رابطه تعادلی که توسط بسته نرم افزاری (5) Microfit برآوردشده، به صورت زیر است:

$$m_{1p} = 0.426 y_p - 0.0012 def - 0.22 r - 18.09 Z_0 + 6.602 Z_1 - 0.437 Z_2 + 0.758 DU_{57} + e$$

(۷/۵۶۴)      (-۲/۴۸۸)      (-۲/۹۰۲)      (-۲/۸۴)      (۲/۶۹۴)      (-۲/۵۱)      (۸/۳۹۴)

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی ضرایب برآوردشده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند و علامت ضرایب متغیرها نیز موافق انتظار است.

ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت نشان می‌دهد که ۱ واحد افزایش در درآمد سرانه، تقاضای پول بلندمدت سرانه را به میزان ۰/۴۲ واحد افزایش می‌دهد. ضریب به‌دست‌آمده برای تغییرات نرخ ارز نیز منفی است و نشان‌دهنده آن است که ۱ واحد افزایش در تغییرات نرخ ارز، تقاضای سرانه پول را به میزان ۰/۰۰۰۱۲ واحد در بلندمدت کاهش می‌دهد. ضریب متغیر نرخ بهره نیز

<sup>۱</sup> Banerjee, Dolado & Mestre

به‌عنوان هزینه فرصت پول، از نظر علامتی منفی است و نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در نرخ سود بلندمدت، تقاضای سرانه پول را به میزان  $0/02$  واحد کاهش می‌دهد. متغیرهای جمعیتی  $Z_0$ ،  $Z_1$  و  $Z_2$  نیز از لحاظ علامت به همان‌گونه‌ای هستند که انتظار می‌رفت. انتظار داشتیم ضریب  $Z_1$  مثبت و  $Z_2$  منفی برآورد شود تا نمودار ضرایب مربوط به گروه‌های سنی به شکل U برعکس باشد. حال که ضرایب مربوط به متغیرهای جمعیتی به‌دست آمده است، می‌توان با قرار دادن آن در معادله درجه دومی که برای آن در نظر گرفته بودیم، به استخراج ضرایب مربوط به تک تک گروه‌های سنی اقدام نماییم. با انجام این کار ضرایب مربوط به ۱۲ گروه سنی به صورتی که در جدول ۳ گزارش شده، حاصل می‌شود.

جدول ۳. ضرایب گروه‌های سنی

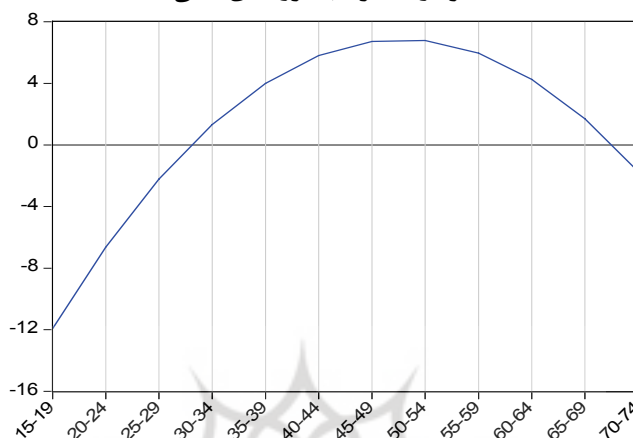
ضریب $\alpha$	گروه سنی
-۱۱/۹۲۵۷۲	۱۵-۱۹
-۶/۶۳۳۷۸۰	۲۰-۲۴
-۲/۲۱۵۰۸۰	۲۵-۲۹
۱/۳۳۰۳۸۰	۳۰-۳۴
۴/۰۰۲۶	۳۵-۳۹
۵/۸۰۱۵۸	۴۰-۴۴
۶/۷۲۷۳۲	۴۵-۴۹
۶/۷۷۹۸۲	۵۰-۵۴
۵/۹۵۹۰۸	۵۵-۵۹
۴/۲۶۵۱	۶۰-۶۴
۱/۶۹۷۸۸	۶۵-۶۹
-۱/۷۴۲۸	۷۰-۷۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنانچه مقادیر به‌دست آمده برای ضرایب بالا را در یک صفحه نقطه‌یابی کرده و آنها را توسط نمودار همواری به یکدیگر متصل کنیم، نمودار ۱ به‌دست خواهد آمد. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، گروه‌های سنی جوان‌تر جمعیت، یعنی گروه‌های سنی ۱۵-۱۹، ۲۰-۲۴، ۲۵-۲۹ سال دارای اثر منفی بر تقاضای پول هستند. همچنین، گروه سنی ۷۰-۷۴ سال نیز دارای ضریبی منفی در معادله تقاضای پول هستند، بنابراین می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش در نسبت

جمعیت واقع در این گروه‌های سنی باعث کاهش تقاضای پول سرانه خواهد شد. این در حالی است که گروه‌های سنی میانی شامل ۳۰-۳۴، ۳۵-۳۹، ...، ۶۵-۷۰ سال اثری مثبت بر تقاضای پول دارند. به بیان دیگر یک افزایش در نسبت جمعیت واقع در این گروه‌های سنی باعث افزایش تقاضای پول سرانه خواهد شد. از سوی دیگر، گروه‌های سنی ۴۵-۴۹ سال و ۵۰-۵۴ سال از بالاترین تقاضا برای پول در جامعه برخوردارند.

نمودار ۱. ضرایب گروه‌های سنی



در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطای معادله تقاضای پول می‌پردازیم. الگوهای تصحیح خطا به دلیل آنکه نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند در کارهای تجربی از شهرت زیادی برخوردارند. یک الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی در کوتاه‌مدت، تحت تأثیر خطای عدم تعادل دوره قبل و تغییر متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول، چگونه تقاضای خود برای پول را تعدیل می‌کنند و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت آن حرکت می‌نمایند. نتایج برآورد این الگو به صورتی است که در زیر مشاهده می‌شود:

$$dm_{1p} = 0.196 \, dyp - 0.565 \, dE - 0.4 \, ddef - 0.1 \, dr - 0.31 \, dZ_0 + 0.32 \, dZ_1 - 0.2 \, dZ_2$$

$$\quad (0.91) \quad (-2.77) \quad (-2.3) \quad (-3.53) \quad (3.18) \quad (-2.19)$$

$$+ 0.348 \, dDU_{57} - 0.459 \, ecm(-1)$$

$$\quad (6.07) \quad (-6.72)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادارند. ضریب تعیین  $R^2$  برابر ۷۹ درصد نیز نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی خوب الگوست. ضریب جمله تصحیح خطا (ecm) برابر  $-۰/۴۵۹$  - برآورد شده است و نشان می‌دهد حدود ۴۵ درصد از خطای عدم تعادل هر دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود. چنین ضریبی در عین حال مبین آن است که یک رابطه تعادلی با ثبات بلندمدت بین متغیرهای الگوی تقاضای پول وجود دارد.

#### ۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به دیدگاه نظری مصرف و پس‌انداز دوران زندگی اندو و مادی‌گلیانی و تقاضای پول بامول و توبین، در شرایط کنونی اقتصاد ایران، تغییر ساختار سنی جمعیت یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول در کنار سایر متغیرهای معمول توضیح‌دهنده تقاضا برای پول است. برآوردهای صورت‌گرفته مبین این واقعیت است که گروه‌های سنی ۴۵ تا ۴۹ سال و ۵۰ تا ۵۴ سال از بیشترین مقدار تقاضا برای پول برخوردارند. بنابراین، با انتقال افراد واقع در گروه‌های سنی ۲۰ تا ۲۴ سال و ۲۵ تا ۲۹ سال به گروه‌های سنی بالاتر در ظرف سال‌های آینده، شاهد افزایش تقاضا برای پول و کاهش فشارهای تورمی ناشی از افزایش شدید جمعیت دهه ۶۰ خواهیم بود. بدین‌روی، لازم است مقامات پولی در تنظیم عرضه پول مورد نیاز و اجرای سیاست‌های پولی به منظور دستیابی به اهداف مورد نظر، میزان اثرگذاری متغیر ساختار سنی جمعیت را در کنار سایر عوامل معمول تأثیرگذار بر تقاضای پول مورد توجه قرار دهند.

عدم توجه به تغییر ساختار سنی جمعیت در تابع تقاضا برای پول، برآورد ضرایب متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای پول را تورش‌دار نموده و اثر متغیرها در تقاضای پول را غیر واقعی نشان خواهد داد. در نتیجه، برآورد صحیح نیاز پولی و امکان اجرای نسبتاً دقیق یک سیاست پولی را از سیاست‌گذاران اقتصادی سلب خواهد کرد.

## منابع:

- ۱- اسلام‌لوییان، کریم و حیدری، مرتضی. (۱۳۸۲). انتقاد لوکاس و ثبات تقاضای پول در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۲، صص ۱-۴۶.
- ۲- بهمنی اسکویی، محسن. (۱۳۸۰). نرخ ارز بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال نهم، شماره ۳۰.
- ۳- جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و صادق زاده یزدی، علی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه توزیع درآمد و تقاضای پول در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۵، صص ۷۵-۹۸.
- ۴- جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و صادق زاده یزدی، علی. (۱۳۸۵). بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون - جوسیلیوس. تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، صص ۱۹۱-۲۲۵.
- ۵- شیرین بخش، شمس‌الله. (۱۳۸۴). بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل مؤثر بر آن: رهیافت آزمون کرانه‌ها. پژوهش‌نامه اقتصادی، شماره ۱۶، صص ۱۳۳-۱۵۲.
- ۶- فلاحی، محمد علی و نگهداری، ابراهیم. (۱۳۸۴). بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید بر نرخ ارز. مجله دانش و توسعه، شماره ۱۷، صص ۱۴۷-۱۶۴.
- ۷- کمیحانی، اکبر و بوستانی، رضا (۱۳۸۳). ثبات تقاضای پول در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۶۷.
- ۸- لشکری، محمد. (۱۳۸۲). جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۹ صص ۱-۵۹.
- ۹- نوفرستی، محمد و احمدی، محبوبه. (۱۳۸۷). بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز جامعه. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال هشتم، شماره اول، صص ۴۳-۵۶.
- ۱۰- نوفرستی، محمد و مدنی تنکابنی، سید صهیب. (۱۳۸۵). اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی. پیک نور، ویژه اقتصاد (۲)، فصلنامه دانشگاه پیام نور، سال چهارم، شماره دوم، صص ۱۰۶-۱۱۶.



- ۱۱- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۹). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، چاپ سوم.
- ۱۲- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۴). رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم. فصلنامه برنامه و توسعه، شماره ۱۱.
- ۱۳- هژیر کیانی، کامبیز. (۱۳۷۸). بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن در ایران. مجله اقتصاد و پول، سال اول، شماره اول، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- ۱۴- هژیر کیانی، کامبیز. (۱۳۷۶). بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران. موسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی، ج. ۱، ۱.
- 15- Akhtar, Hossein.(1994). The Search for a Stable Money Demand Function for Pakistan.IMF Staff paper. No.78
- 16- Ando, Albert and Modigliani, Franco.(1963). The Life Cycle Hypothesis of Saving. American Economic Review, pp 55- 84.
- 17- Baumol, William, J.(1952). The transactions demand for cash: An Inventory Theoretical Approach. Quarterly Journal of Economics 66, pp 545-56.
- 18- Berg, Lennart. (1994). Age Structure, Saving and Consumption in Sweden. NPP Sala University, Department of Economics.
- 19- Fair, Ray, C. and Dominguez, Kathryn, M.(1991). Effect of Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations. American Economic Review,81(5).
- 20- Fisher, Douglas. (1980). Monetary Theory and the Demand for Money. Oxford.
- 21- Goldfield, Stephen, M.(1973). The Demand for Money Revisited. Brookings Paper on Economic Activity. No3. pp 577-638.
- 22- Gujarati, Damodar. (1968). The Demand for Money in India, Further Evidence. Journal of Development Studies, Vol.6, pp 66-159.
- 23- Hussain, Z., .Awan, H., Hussain, I., Farhan, M. and Haq, I.(2006). Demand for Money in Pakistan. International Research Journal of Finance and Economics, tssn 1450-2887, Issue5.

- 24- Hwang, Jae-Kwang.(2002). The Demand for Money in Korea: Evidence from the Co integration Test. *Advances in Economic Research*. 8(3), pp 188-195.
- 25- Kumar, Saten., Webber, D.J. and Farghe, S.(2010). Money Demand Stability: A Case Study of Nigeria. MPRA Paper No.26074, Posted 21.
- 26- Laidler, David, E.W.(1977). *The Demand For Money: Theories and Evidence*, New York, Dun-Donnelley.
- 27- Rao, Bhaskara and Kumar, Saten.(2008). Co integration, Structural Breaks and the Demand for Money in Bangladesh. *Applied Economics*, vol.24, pp 1-20.
- 28- Rao, Bhaskara and Kumar, Saten.(2007). Structural Breaks, Demand for Money and Monetary Policy in Fiji. *Pacific Economic Bulletin*, vol.22, No2.
- 29- Rao, Bhaskara and Singh, Rup.(2006). A Co integration and Error Correction Approach to Demand for Money in Fiji: 1970-2002. *Applied Economic Letters*.
- 30- Rao, Bhaskara and Singh, Rup.(2006). Demand for Money in India. *Applied Economics*.
- 31- Tin, Jan. (2002). Life-Cycle Hypothesis, Propensities to Save, and Demand for Financial Assets. *Journal of Economics and Finance*.
- 32- Tin, Jan. (2000). Transaction Demand for Money: The Micro Evidence. *Quarterly Journal of Business and Economics*.
- 33- Tobin, James. (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics* 18, pp 241-7.