حقایق مدوّن یا افسانه‌های موهوم

مروری بر گذشته*

اریس اسپانوس **

(ARIS SPANOS)

ترجمه : دکتر حمید ابریشمی ***

۱ـ مقدمه

تابع مصرف تجربی که بیانگر رابطهٔ بین مخارج مصرفی ودرآمد است بدون شک یکی از اولین وپرکارترین عناوین تحقیقاتی دراقتصاد کلان‌ـسنجی می‌باشد.ولی علی‌رغم کارهای تحقیقاتی بسیاری که انجام شده است ، به نظر می‌رسد پیشرفت‌های نسبتا " کمی درزمینهٔ ارتباط وعدم ارتباط نتایج تجربی و مضامین تئوری‌های مختلفی‌که از زمان فرضیهٔ درآمد مطلق (AIH) کینز ، ارائه شده صورت گرفته است. با مطالعهٔ هر کتاب درسی اقتصادسنجی‌کاربردی ، (به‌والیس[2] (۱۹۷۹) ،توماس[3] (۱۹۸۵) ودیگران‌رجوع‌کنید) درمی‌یابیم آنچه که برآن‌تاکیدی‌نمی‌شود این است که گروه‌کثیری از نتایج تجربی بی ارزش و اغلب متناقض به خوبی‌بایکدیگرهمزیستی‌دارند . درواقع نتایج تجربی بسیار معدودی کنار گذاشته‌و یا رد شده است (رجوع شود به حاجی‌ماتئو[4] (۱۹۸۷)) . این مساله منعکس کنندهٔ وضعیت کلی کارهای انجام شده در الگو سازی‌تجربی است و این‌درحالی‌است که‌پیشرفت‌زیادی درتکنیک‌های‌اقتصادسنجی‌صورت‌پذیرفته‌است .

---

* EARLY EMPIRICAL FINDINGS ON THE CONSUMPTION FUNCTION, STYLIZED FACTS OR FICTION: A RETROSPECTIVE VIEW

** بدینوسیله مراتب‌تشکرخود را ازجیم‌توماس (Tomas)،کریس‌گیلبرت (Gilbert)، هاشم‌پسران (Hashem Pesaran)،ادلیمر (Ed Leamer)وآرنولدزلنر (Arnold Zellner)به‌خاطرمساعدت‌بی‌دریغ وارزشمندایشان‌ابرازمی‌دارم . همچنین از هر نوع قضاوت وراهنمایی بدون ذکر نام‌ونشان استقبال کرده‌ومرهون‌آن‌خواهم‌بود .

*** دکتر حمید ابریشمی عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

1- Absolute Income Hypothests

2- Wallis

3- Thomas

4- Hadjimatheou

هدف اصلی این مقاله آن‌است که بانگاهی مجدد برآنچه تاکنون راجع به تابع مصرف نوشته شده است ، نشان دهد که وضعیت کنونی نتایج تجربی ، به نامناسب‌بودن متدلوژی کتاب‌های درسی مربوط می‌شود . به ویژه عدم توجه کافی به مسئلهٔ کافی بودن آماری ، بطور قابل توجهی موجب گردیده است که الگوهای تجربی غلط تصریح شده ، برای استنتاج نتایج گمراه کننده به‌کار رود . کتاب‌های اقتصاد کلان‌ونیز اقتصاد سنجی کاربردی ، مملو از چنین نتایج گمراه کننده‌ای هستند که یک مورد آن تاریخ مدون تابع مصرف تجربی است . برطبق این تاریخ مدوّن تابع مصرف کینزی :

$$C = \alpha + \beta Y, \qquad \alpha > 0, \qquad 0 < \beta < 1 \qquad (1)$$

درکلیهٔ متون تجربی اولیه در اواخر دههٔ ۱۹۳۰ و ۱۹۴۰ می‌درخشد . هنگامیکه تابع (۱) با استفاده از داده‌های سالانهٔ دوره زمانی ۴۰–۱۹۲۹ تخمین زده شد ، به نظر می‌رسید که یک تشخیص منطقی ازداده‌های مشاهده‌شده‌باشد ، امّا در اواخر ۱۹۴۰ واوایل ۱۹۵۰ بامشکلاتی مواجه گشت .

اوّلا " : هنگامیکه برای پیشگویی مصرف دوره پس از جنگ استفاده‌شد ، همواره پیشگویی آن ، کمتر از مقدارواقعی بود .

ثانیاً : تجارب به دست آمده توسط کوزنتس[1] ، نشان داد که میل‌متوسط به مصرف (APC) برای دورهٔ ۱۹۳۸–۱۸۶۹ برخلاف آنچه که از تابع (۱) استنباط می‌شد مبنی براینکه میل متوسط به مصرف تابع کاهشی از Y است ، ثابت می‌باشد .

ثالثا " : به نظر می‌رسید نتایج به‌دست آمده از داده‌های مقطعی ، برآورد کمتری از β ارائه می‌کند و نشان می‌دادکه α به طرف بالا منتقل می‌شود .

کشفیات فوق منجربه پذیرش این نظریه گردید که بین نتایج کوتاه مدت و بلند مدت مغایرت‌وجود دارد . نوشته های بعدی در رابطه با فرضیه‌های درآمد نسبی ، درآمد دائمی و درآمد درسیکل زندگی ، همه کوشش‌هائی درجهت حل این معماها بودند و آنچه راجع به موفقیت یا شکست آنها قضاوت می‌کند ، چگونگی نیل آنان به این هدف است (رجوع شودبه‌اونز[2] (۱۹۶۹) ، فربر[3] (۱۹۷۳) ، دورنبوش‌وفیشر[4] (۱۹۸۷) ، هال وتیلور[5] (۱۹۸۶) ووالیس (۱۹۷۹)) .

1- Kuznets
2- Evans
3- Ferber
4- Dornbusch and Fischer
5- Hall and Taylor

آنچه دراین مقاله مورد بحث قرار خواهد گرفت ، این است که تعابیروتفاسیر فوق ازنتایج‌تجربی ، بسیار گمراه‌کننده می‌باشند ، زیرا الگوهای تجربی‌که براساس الگوی (۱) ، بنا نهاده می‌شوند ، از نظرآماری ، شدیدا " اشتباه تصریح شده‌اند و بنابراین هر گونه نتیجه گیری براساس چنین الگوهایی مطلقا " اشتباه خواهد بود[۱]. بحث اصلی آن است که کافی‌بودن از نظرآماری ، شرط لازم برای الگوسازی ساختاری وآزمون فرضیه است. در یک بحث دقیق‌تر به‌نظر می‌رسدپارادوکس های آشکار "تاریخ‌مدوّن " یا در اثر تفاسیر غلط نتایج تجربی باشد و یا از نظر آماری به سادگی قابل توضیح باشد . بطور مختصر، بحث ما عبارت‌است‌ازاینکه متـدلـوژی کتب‌درسی ، محقق را به جستجوی راه‌حل تئوری برای مسائل ومشکلاتی که به‌مقدار زیادی‌ماهیت آماری دارند ، وامی‌دارد . همان متدلوژی که هنوز هم محور اصلی کتب درسی اقتصاد سنجی را تشکیل می‌دهد .

در بخش‌دوم، به‌عنوان پیش‌درآمدی برمباحث بعدی ، مفهوم کافی بودن آماری ونظریات‌متدلوژی مربوط مورد بحث قرار می‌گیرند . نوشته‌های اخیر درمورد تابع مصرف تجربی‌را بطور مختصردربخش سوم مرور خواهیم کرد . البته سعی نمی‌شود این‌نوشته‌ها بطور کامل مورد بحث قرار گیرند ؛ بلکه به منظور ارائهٔ نظریات مربوطه ، چند مقالهٔکلیدی موردبحث قرارمی‌گیرد . دربخش چهارم ،برای مورد تردید قرار دادن آنچه که " حقایق مدوّن " نامیده‌می‌شود ، نوشته‌های اخیررا مورد ارزیابی مجدد قرار خواهیم داد . نشان داده می‌شودکه می‌توان پیشگویی‌های کمتر از واقع برای دورهٔ زمانی پس از جنگ را به سادگی به عنوان نشانه‌ای دال برتوصیف غلط تحرّکات توابع مصرف تجربی‌اولیه‌کـــه سرمنشاءتحقیقات بعدی بوده است ، توضیح داد . ارزیابی مجدد یافته‌های کوزنتس، با استفاده از داده‌های اولیه ،آشکار می‌سازد که میل متوسط به مصرف (APC) در طول‌دورهٔ مورد نظر ثابت نیست بلکه بطور یکنواخت افزایش می‌یابد . بخش پنجم‌شامل نتیجه‌گیری ازمباحث‌ارائه شده است واجمالا " استدلال و استنباط حاصل ازآنها را برای الگوسازی اقتصاد سنجی ، بطورکلی موردتوجه‌قرار می‌دهد .

۱ــ توماس درمقاله‌ای‌درهمین زمینه :درستی ودقت نفوذ اولیهٔ فرضیهٔ درآمد مطلق (AIH) وپیشرفت های‌بعدی دررابطه‌با فرضیه‌های درآمد دورهٔ زندگی و درآمد دائمی را زیر سئوال برده‌است .

۲ـ کافی بودن آماری[1] ومسائل مربوطه :

یک الگوی آماری ،شامل مجموعه‌ای از فروض احتمالی مربوط به متغیرهای تصادفی است که موجب رئالیزه شدن داده‌های برگزیده شده توسط تئوری می‌شوند . الگوئی این‌چنین، هنگامی از نظر آماری کافی خواهد بود که فروض اعمال شده ، بهنگام آزمون و باتوجه به داده‌های مورد نظر رد نشوند . اصل کافی بودن آماری بطور معمول به‌عنوان سنگ پایهٔ استنباط آماری مدوّن پذیرفته می‌شود (رجوع شود به هینکلی[2] (۱۹۸۴) ، بحث جامع خود همبستگی ، واریانس ناهمسانی وهم خطی درکتب درسی اقتصادسنجی (رجوع شود به انتریلی‌گاتور[3] (۱۹۷۸) ،جانستون[4] (۱۹۶۳) ودیگران) گواه این حقیقت است که اصل کافی بودن آماری بطورتلویحی توسط متدولوژی کتب درسی مزبور ، پذیرفته شده است . لاکن مسأله این است که اصل مزبور بطور کامل منظور نشده است . زیرا بکارگیری آن درمورد ساختار آماری داده‌ها همانند نوش دارو پس از مرگ سهراب است . درتوصیف الگوهای آماری ، حتی قبل ازاینکه هرگونه اطلاعات آماری انتخاب شده باشد ، معمولا" یک جملهٔ خطا به رابطهٔ تئوریک ضمیمه می‌شود . چنانچه درمقالهٔ دیگری توسط اسپانوس ،نشان داده می‌شود برای مجموعه داده‌های متفاوت ، الگوی آماری می‌تواند بسیار متفاوت باشد .[5] آنگاه پارامترهای این الگو تخمین زده می‌شود وآزمون‌های رسمی وغیررسمی به منظور قضاوت درمورد اینکه داده‌های مزبور تا چه اندازه باتئوری سازگاراست ، انجام می‌گیرد . اگر مسائلی از قبیل علائم نادرست ویامقدار کمّی ضرایب برآورد شده ،همبستگی پیاپی وغیرخطی بودن ،به‌حساب آورده‌شوند ، مجموعهٔ گوناگونی از "جواب‌ها" به دست می‌آیندکه اغلب خارج از حوزه عمل آن روش است . درعمل این "جواب‌ها" مشکل تعدیلات نهایی الگوی اصلی را به خود می‌گیرند ، نظیرمسلّم فرض کردن یک فرایند خود اصلاح خطاها . رفتارکردن باداده‌های آماری وساختار آنها به صورت نوش‌دارو پس از مرگ‌سهراب ، بااین فرض ضمنی آغاز می‌شود که قبل از انتخاب

1- Statistical adequacy

2- Hinkley

3- Intriligator

4- Johnston

۵ـ به عنوان مثال اگر داده‌های آماری مربوط به قصدونیت مصرف کنندگان ، موجودو دردسترس‌باشد ، الگوی آماری مناسب برای منحنی‌های عرضه ـ تقاضا ،الگوی رگرسیونی خطی ثابت است . ازطرف دیگراگر داده‌ها به صورت مقادیر مبادله شده وقیمت‌های متناظرآن باشد ، مشکلات تشخیص الگوومسألهٔ همزمانی پیش می‌آید .

هرگونه اطلاعاتی که مستلزم تحلیل باشد، الگو موجود بوده و برای الگوساز، شناخته شده و مشخص است . چنین فروضی، جائی برای مطرح کردن اصل کافی‌بودن آماری باقی نمی‌گذارند ودرنهایت منجربه استفاده از تعدیلات تئوریک وآماری غیررسمی واتفاقی برای مدل اصلی می‌شود . روش دیگر الگوسازی اقتصاد سنجی که در مقالهٔ ۱۹۸۶ و ۱۹۸۸a (اسپانوس) فرموله شد، به نحوی طرّاحی شده که صریحا" بااصل کافی بودن آماری دریک چارچوب مرتبط و منسجم که در آن هم تئوری وهم داده‌های آماری نقش مهمی دارند، وفق کند . این روش ازکارهاولمو [1] (۱۹۴۴) منشاء می‌گیرد (رجوع شود به اسپانوس ۱۹۸۸b) و می‌توان آن را به عنوان یک نوع فرموله کردن یا توسعهٔ روش سنتی LSE درالگوسازی اقتصاد سنجی بشمار آورد (رجوع شود به گیلبرت [2] (۱۹۸۶ b ، همین شماره)).

به‌منظوراعمال‌اصل کافی‌بودن آماری‌درداخل یک چارچوب منسجم، لازم است اطمینان حاصل شود که در مراحل مختلف توصیف الگوی آماری، ساختار داده‌ها، مدّ نظر قرار داده شده است . این اطمینان زمانی حاصل می‌شود که انتقال وتبدیل الگوی نظری به‌الگوی اقتصاد سنجی به‌نحو استادانه‌تری صورت گیرد . اولین گام در این راه، عبارت است از تمایز قائل شدن بین الگوی‌نظری والگوی‌آماری، درزمینه‌هایی که از الگوی آماری استفاده می‌شود . درمورد AIH رعایت این اصل مستلزم آن است که بین الگوی (۱) و الگوی‌رگرسیون خطی تمایز قائل شویم . به این شکل که الگوی دوّم، در لوای مجموعه فروض مربوط به فرایند تصادفی $\{y_t/X_t, t \in \mathcal{T}\}$ داده‌های مشاهده شدهٔ‌از قبل تعیین شده‌ای را مورد استفاده قرارمی‌دهد. بادرنظرگرفتن‌مدل‌به‌صورت جملات آماری محض از قبیل :

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + u_t, \quad t \in \mathcal{T}$$

بافروض احتمالی زیر :

[۱] $D(y_t/X_t; \theta)$ نرمال‌است ؛

[۲] $E(y_t/X_t = x_t) = b_0 + b_1 x_t$ ، نسبت به x_t خطی است ؛

[۳] $\mathrm{Var}(y_t/X_t = x_t) = \sigma^2$ ،همسان است ؛

[۴] $\theta \equiv (b_0, b_1, \sigma^2)$ ، درطول‌زمان‌ثابت‌وتغییرناپذیراست ؛

[۵] $y_1, y_2, \ldots, y_T$ یک نمونه مستقل پی‌درپی‌از $D(y_t/X_t; \theta)$ است ؛

1- Haavelmo

2- Gilbert

الگوی آماری از تئوری جدا می‌شود .

بعلاوه ، پارامترهای θ دارای تفاسیری آماری به شرح زیرمی‌باشند :

$$b_0 = E(y_t) - b_1 E(X_t), \qquad b_1 = [\mathrm{Cov}\,(y_t, X_t)/\mathrm{Var}\,(X_t)], \qquad (۴a)$$

$$\sigma^2 = \mathrm{Var}\,(y_t) - \{[\mathrm{Cov}\,(y_t, X_t)]^2/\mathrm{Var}\,(X_t)\} \qquad (۴b)$$

یک الگوی آماری ، به عنوان یک مشخصه اجمالی (خلاصه) از اطلاعات نمونه محسوب می‌شود که ما را قادر می‌سازد الگوی نظری را در آن زمینه مورد توجه و بررسی قرار دهیم . درحالیکه الگوی آماری به این صورت توصیف داده‌ها بوده و درابتدا فاقد هرگونه‌محتوای تئوریک است . محتوای تئوریک آن از اعمال محدودیت‌های القایی توسط تئوری ، مشتق می‌شود . به منظور کاهش صراحت وویژگی خاص داده‌های الگوی آماری و درنتیجه افزایش محتواومضمون اطلاعاتی الگوی تجربی منتج ازآن ، چنین کاری ضروری می‌نماید . چنین محدودیت‌هایی‌موجب قابلیت ارجاع پارامترهای آماری‌به پارامترهای نظری مربوط ، می‌شوندو بنابراین‌طبیعت و ماهیت‌الگوی برآورد شده از یک الگوی آماری ضعیف به یک الگوی اقتصاد سنجی تجربی که هم از تفسیر و تعبیر نظری وهم از تفسیر آماری برخورداراست ، تغییر می‌کند .

مزیت اصلی این تمایز این است که با تفکیک قائل شدن بین جنبه‌های نظری و آماری مسأله ، می‌توان اعتبارمفروضات [۵] — [۱] را بدون آسیب‌رساندن به تفسیر نظری پارامترها آزمون نمود . اگر مفروضات فوق رد نشوند ، می‌توان بابرقراری ارتباط بین این دو گروه پارامتر به کارتحقیق ادامه داد .دراین مورد ، الگوبرداری به صورت تناظریک به یک انجام می‌شودلکن بطورکلی نباید چنین باشد .از طرف‌دیگراگرمفروضات فوق رد شوند ،با استفاده از الگوی‌آماری توصیف شده نمی‌توان هیچ اظهار نظری درمورد تئوری موردنظر داشت . درچنین مواردی ، به منظور تلاش درجهت کشف مشخصه‌های آماری مناسب‌وکافی ازداده‌های موجود ، لازم است‌که الگوی آماری دیگری توصیف‌شود . برای اینکه قادر به استفاده از روشهای آماری معتبر برای رسیدگی به موضوعات تئوریک مربوط باشیم ، این توصیف مجددالگو ،که در به‌حساب آوردن اطلاعات آماری ، ابتدا نادیده گرفته شد ، لازم وضروری خواهدبود . تنها محدودیت موجود درمورد فرم مجدد توصیف الگوکه توسط تئوری اعمال می‌شود ، این است که باید امکان برقراری ارتباط بین پارامترهای آن و پارامترهای نظری مربوط ، وجود داشته باشد .

یک مثال‌مهم از توصیف مجددآماری زمانی پیش می‌آید که برای داده‌های سری زمانی درموردمصرف‌و درآمدکل ، فرض[۵] رد می‌شود.دراین گونه موارد ،برای به‌حساب

آوردن ساختار زمانی داده‌های منتخب ،لازم است که الگوی (۲) مجددا " توصیف شود. مورد مزبور شبیه‌آن دسته از کارهای تجربی است که درآن بعضی از متغیرهای حذف‌شده دارای همبستگی شدید با متغیرهای باقیمانده درالگو می‌باشند . به‌خوبی‌می‌دانیم‌که در چنین‌شرایطی تخمین زننده‌هاهم با تورش وهم غیر پایدار هستند (رجوع شود به‌لیمر [1] (۱۹۸۳)).درصورت بروز چنین حالتی برای یک کارغیر تجربی ، متغیرهای حذف‌شده ، نشان‌دهندهٔ وقفه‌های y_t و X_t می‌باشند . تفاوت اساسی بین موارد تجربی وغیر-تجربی درچگونگی برقراری ارتباط مجموعه اطلاعات باالگو می‌باشد . درحالت اول هر متغیری که معنی‌دار باشد ، یک متغیر مرتبط با الگو ، محسوب می‌شود . درحالت دوم اطلاعات مرتبط باالگو توسط تئوری و ساختار احتمالی داده‌های انتخاب شده ، تعیین می‌شود که توسط توزیع مشترک متغیرهای تصادفی تحت مشاهده (متغیرهایی که‌توسط تئوری تعیین شده است) برای کل دورهٔ زمانی نمونه‌گیری،مثلا $D(Z_1, Z_2, ..., Z_T; \psi)$ ، $Z_t \equiv (y_t, X_t)'$ توصیف می‌شود . توزیع اخیر به نام توزیع هاولمو معروف‌است (رجوع شود به اسپانوس (۱۹۸۸ b)).درحالت فوق ، مقادیر گذشتهٔ Z_t ، بخشی از مجموعه اطلاعات مربوطه است . تحت اعمال بعضی شرایط (رجوع‌شود به اسپانوس (۱۹۸۶))،این توصیف مجدد ، منجربه یک الگوی رگرسیون خطی پویا خواهدشد :

$$y_t = c_0 + \beta_0 x_t + \sum_{i=1}^{l} [\alpha_i y_{t-i} + \beta_i x_{t-i}] + \epsilon_t \qquad (۳)$$

که بازهم یک الگوی آماری ضعیف به نظر می‌رسد .

به‌منظور تشریح موضوع ، فرض می‌کنیم برای داده‌های انتخابی فوق ، الگوی آماری (۳) ، با $l = 1$ ،ازنظر آماری کافی باشد ، یعنی :

$$C_t = c_0 + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \alpha_1 C_{t-1} + u_t \qquad (۴)$$

موضوع ارتباط پارامترهای آماری $\theta \equiv (c_0, \beta_0, \beta_1, \alpha_1, \sigma_0^2)$ با پارامترهای نظری $\alpha \equiv (\alpha, \beta)$ مشابه نظربه تشخیص درالگوی معادلات همزمان است . بااعمال محدودیت‌های القایی تئوریکی ، $\beta_1 = 0$ و $\alpha_1 = 0$ خواهد بود . چنانچه درگذشته بحث شد ، این محدودیت‌ها احتمالا " با داده‌های سری‌زمانی رد می‌شوند ، اما این وضعیت متفاوت از وجود محدودیت‌های فوق‌تشخیص غیر معتبردرالگوی معادلات‌همزمان نیست . اگر محدودیت‌ها رد شوند ، الگوی نظری ، براساس داده‌های منتخب پذیرفته نیست و تئوری‌های دیگری را ایجاب می‌کند . دراین صورت فرم سادهٔ زیر از فرضیهٔ دورهٔ زندگی (مادیلیانی‌وآندو [2] (۱۹۷۵)):

1- Leamer

2- Modigliani and Ando

$$C_t = a_1 Y_t + a_2 A_{t-1} \qquad (۵)$$

که درآن A_t ،نمایانگر ثروت غیر انسانی بوده و توسط $A_t = A_{t-1} + (Y_t - C_t)$ تعیین‌می‌شود[1] می‌تواندیک تئوری دیگربرای AIH محسوب شودکه براساس داده‌های مورد نظر ، پذیرفته شدن آن بسیار محتمل است . فرم قابل تخمین آن ؛

$$C_t = a_1 Y_t + (a_2 - a_1) Y_{t-1} + (1 - a_2) C_{t-1} \qquad (۶)$$

به محدودیت‌های القایی تئوری منطقی‌تری (از $\beta_1 = \alpha_1 = 0$)منجرمی‌شود .

$$c_0 = 0, \qquad \beta_1 = (a_2 - a_1), \qquad \alpha_1 = (1 - a_2) \qquad (۷)$$

برحسب پارامترهای‌نظری ،الگوی‌تجربی‌اقتصادسنجی ،به‌صورت‌زیرخواهدبود :

$$\Delta C_t = a_1 \Delta Y_t + a_2 (Y_{t-1} - C_{t-1}) + \epsilon_t \qquad (۸)$$

این الگو تحت عنوان الگوی تصحیح ــ خطا[2] شناخته می‌شود (رجوع شود به هندری[3] (۱۹۸۳) ،گیلبرت (b ،۱۹۸۶)ودیگران) . دربخشهای بعدی ، برای‌ارزیابی مجدد نوشته‌های اولیه درمورد کارهای تجربی تابع مصرف ، از چارچوب فوق همراه با تأکید خاص برکافی‌بودن آماری ، استفاده خواهدشد .

۳ــ توابع مصرف تجربی اولیه :

دراوایل‌دههٔ ۱۹۴۰ ترکیب تئوری‌کلان تازه‌گسترش یافتهٔ‌کینزی‌ووجوددادههای قابل اتکا ،تابع مصرف را آماج اولیهٔ مسائل ارزیابی قرار داد . انقلاب کینزی مسائل بسیار دقیقی را برای نظم آشکار اقتصادسنجی مطرح کرد که عبارت بود از اندازه‌گیری ضرایب‌تکاثر مخارج مصرفی که ستون فقرات‌سیاست اقتصادی کینز را تشکیل می‌داد . در زمینهٔ الگوی درآمد ــ مخارج ؛ این کار مستلزم ارزیابی تابع مصرف بود .

شکل ساده شدهٔ تئوری‌کینز درمورد تابع مصرف ، که تحت عنوان فرضیهٔ‌درــ آمد مطلق (AIH) شناخته می‌شود ، معمولا " به چهارقضیه زیر خلاصه می‌شود (رجوع شودبه‌والیس (۱۹۷۹) ، توماس (۱۹۸۵)ودیگران) :

((i)) مصرف حقیقی ، تابع باثبات " درآمد حقیقی‌است ، یعنی $C = f(Y)$

((ii)) $0 < \mathrm{MPC} < 1$ که‌درآن $\mathrm{MPC} \equiv [\partial C / \partial Y]$ میل نهائی به‌مصرف است.

((iii)) $\mathrm{APC} > \mathrm{MPC}$ که $\mathrm{APC} \equiv (Y/C)$ میل متوسط به مصرف است .

۱ــ برای سادگی،نرخ بازده دارائی‌های قبلی را نادیده می‌گیریم .

2- error-correction model 3-Hendry

((iv)) نسبت مصرف به درآمد، به موازات افزایش درآمد، کاهش می‌یابد؛ یعنی :

$$[\partial(C/Y)/\partial Y] < 0 \qquad (۹)$$

اززمان تین‌برگن [1] (۱۹۳۹) کارمتخصصین اقتصاد سنجی متوجه تخمین ضرایب α و β وارزیابی‌تخمین‌های حاصله بوده است . تخمین (۱) شامل دو مرحلهٔ ظاهرا" غیر مرتبط به هم می‌باشد، یکی انتخاب سری داده‌های مناسب‌ودیگری‌توصیف الگوی آماری که به همراه تخمین آن وآزمون نتایج می‌تواند برای ارزیابی ضرایب α و β به‌کار گرفته شود . در رابطهٔ (۱)، الگوی آماری، یک الگوی رگرسیون خطی است . تحول از الگوی نظری (۱) به الگوی آماری، بااعمال این فرض ضمنی که متغیرهای نظری C و Y منطبق با متغیرهای قابل مشاهده توسط داده‌های منتخب است و یا با منظور کردن یک جملهٔ اخلال، صورت‌می‌گیرد .

طی‌دهه‌های ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ چندین‌سری‌داده‌های آماری از قبیل درآمد ومصرف کل به اشکال مختلف (قیمت‌های‌جاری و ثابت ، سرانه) و همچنین داده‌های مقطعی درآمد و مصرف فردی به طُرق گوناگون برای تخمین پارامترهای الگوی (۱) بکار گرفته شد (رجوع شود به توماس (همین شماره)) . دراوایل دههٔ ۱۹۵۰ بیش از بیست وچهار مطالعهٔ تجربی مؤثر از رابطهٔ بین مخارج مصرفی ودرآمد انجام شد که به تعدادی "معمّاهای" متدلوژیک قابل توجه و جالب منجرشد (دیویس [2] (۱۹۵۲)، فربر (۱۹۵۳)) .

یک شکل نوعی از برآورد الگوی (۱۰) ، با استفاده از داده‌های مصرف حقیقی و درآمد قابل تصرف برای دورهٔ زمانی ۴۰–۱۹۲۹که توسط دیویس (۱۹۵۲) گزارش شد ، به شرح زیرمی‌باشد :

$$C_t = ۱۰/۶۹ + ۰/۸۰\, Y_t + \hat{\epsilon}_t, \qquad R^2 = ۰/۹۹۳ \qquad (۱۰)$$
$$(\ldots) \quad (۰/۰۳)$$

درطی این دوره، معیار قضاوت "اعتبار" الگوی (۱۰) به عنوان یک ارزیابی از الگوی (۱) ، ترکیبی از شاخص‌های آماری بود . شاخص‌های نظری بیشتر روی‌علائم ، مقدار عددی و تفسیر پارامترهای برآورد شده ،متمرکز می‌شوند.در ابتدا معیار اصلی آماری، "خوبی‌برازش" (مقدار R^2) بودو سپس نسبت t به‌آن افزوده شد . معیارهائی اینگونه ؛ همراه با آزمون‌های دیگر از قبیل آزمون دوربین–واتسون هنوز نیز بطور وسیع در اقتصاد سنجی به‌کاربرده‌می‌شود. براساس این معیارها ، الگوی (۱۰) ، ارزیابی تکان–

1- Tinbergen

2- Davis

دهنده ای از تابع مصرف (۱)، ارائه دا د. ضرایب برآورد شده، علائم ومقدارعددی صحیح داشتند؛ آمارهٔ t برای تخمین MPC ،نزدیک ۴۰ و R^2 بسیار نزدیک به یک بود .به‌نظر می‌رسید معادلهٔ برآورد شده ، داده‌های مورد نظر را بسیار خوب توضیح می‌دهدوبه‌علاوه‌زمان‌شرایط (ii) تا (iv) مربوط به AIH را نیز برآ ورده می‌کند

علی‌رغم این تأیید ظاهری AIH ، بزودی تابع مصرف تجربی (۱۰)، دچار مشکلات بسیاری گردید .اولین مشکل این بود که الگوی (۱۰) که برای پیشگویی دورهٔ ۵۰–۱۹۴۶ به‌کارگرفته شد، همواره کمتر ازمقدار واقعی را پیش‌بینی می‌کرد (رجوع شود به دیویس (۱۹۵۲))که‌این مسأله به‌عنوان یک نقص آشکار نسبت ثابت قضیهٔ (i) AIH تعبیرشد .مشکل دوم برای تابع مصرف برآوردشدهٔ (۱۰)، از یافته‌های کوزنتس (a ۱۹۴۶) ناشی گردید . مطابق یافته‌های او، هنگامیکه تغییرات ادواری درمصرف ودرآمد نادیده گرفته می‌شود، نسبت آنها درطول دوره‌های بلند مدت ثابت به‌نظر می‌رسد . اما با میانگین گیری نسبت به سالهای بین دو دهه، یعنی بین ۱۹۶۹، ۱۹۳۸ (به‌منظور هموار کردن اثرات ادواری) به استثنای دههٔ اخیر(رکو دبزرگ) نسبت (C_t/Y_t) بانوسان ناچیز بین ۰/۸۴ و ۰/۸۹ ثابت به‌نظر می‌رسد (رجوع شود به‌کوزنتس (b ۱۹۴۶)) .این یافته‌هابه حسب ظاهر، فرضیهٔ AIH نهفته‌درالگوی(۱۰)راتااین‌حدکه Apc این الگو، یک تابع کاهشی از Y می‌گردید، تکذیب می‌کرد. مشکل‌سوم توسط مطالعات انجام‌شده‌باداده‌های مقطعی به‌وجودآمد . تخمین‌های MPC براساس‌داده‌های مقطعی، همواره مطلقا "درسطح پایین‌تری از تخمین‌های سری زمانی ظاهر شد . به علاوه درطول زمان ، توابع مصرف برآوردشده، بایک تغییر مکان به طرف بالا ، ظاهرشدند (رجوع شود به بردی‌وفریدمن [1] (۱۹۴۷)) . از نظر یافته‌های کوزنتس، نتایج تجربی داده‌های مقطعی، دال‌برتناقض‌صوری بین نتایج تجربی بلندمدت (سری‌های زمانی در طول دوره زمانی طولانی) وکوتاه مدت (سری‌های زمانی کوتاه مدت وداده‌های مقطعی) بودند .

دراواخر دههٔ ۱۹۴۰ واوایل دههٔ ۱۹۵۰ مشکلات فوق، تحت عنوان "حقایق مدوّن" ای‌درنظرگرفته شدندکه بایستی توسط تحقیقات‌بعدی‌توضیح‌داده‌می‌شدند .بطور خلاصه‌این حقایق‌عبارت‌بودنداز:

(الف) تابع مصرف تجربی AIH بی‌ثبات بود .

(ب) APC درطول دوره‌های بلند مدت ثابت بود .

1-Brady and Friedman

(ج) توابع مصرف کوتاه مدت تمایل به تأیید AIH داشتند اما برآوردهای بلند مدت آنرا نقض می‌کردند .

(د) برآوردهای MPC به دست آمده‌ازداده‌های مقطعی ،بطورمنظم ، کمتر از برآورد های به دست آمده از داده‌های سری‌زمانی بود و منحنی درطول زمان به طرف بالا ، نقل مکان می‌کرد .

" حقایق مدون " اخیر ، اظهار نظرهای مهم بسیاری را باعث شد . که دراین مقاله نمی‌توان به اندازهٔ کافی به تفصیل آنها پرداخت زیرا داده‌های اصلی موجود نیستند .[۱] ازاین نظر ، بحث خود را فقط روی جنبه‌های مربوط به داده‌های سری‌زمانی "حقایق‌مدون" فوق متمرکز می‌کنیم .

نوشته‌های بعدی‌دردهه‌های ۱۹۵۰و ۱۹۶۰ به صورت شرحی بر AIH بوده‌اند که ارائهٔ دلیل وجوابی برای "حقایق‌مدون " محسوب می‌شدند (رجوع شودبه والیس (۱۹۷۹) ، توماس (۱۹۸۵)ودیگران) . ازنظر تاریخی ، به نظر می‌رسد تعابیری ازاین قبیل ، درصددایجاد رابطه ونقطهٔ اتصالی بین‌نوشته‌های اولیه وپیشرفت‌های‌بعدی می‌باشند . لکن برای ارزیابی آنها ، این‌طرزتفکر گمراه کننده‌خواهدبود ، زیرا همانطور که در بخش چهارم بحث خواهدشد ، در یک بررسی دقیق‌تردرخواهیم یافت که"حقایق مدون " فوق فاقد چنین خصوصیتی هستند . تفاسیر دیگر مطرح شده دراین مقاله ، توصیفی ازتئوری‌فرضیه‌های درآمد دوره زندگی و درآمد دائمی می‌باشند که از نظر تعیین مجدد پارامترها و یا اعمال محدودیت ، شکل قابل قبولی است از یک توصیف آماری کافی.

---

۱ ـ ذکراین‌نکته‌مهم‌که‌این‌پارادوکس‌به‌خاطر یک فرض ضمنی‌بسیار قابل‌تردید وبحث‌انگیز مبنی‌براینکه‌شکل‌الگوی آماری مستقل از نوع انتخاب داده‌های مشاهده شده است ، بوجودآمد (به‌اسپانوس b ۱۹۸۸ رجوع‌شود) .برای مباحث بسیار جالب‌تر در مورد تفاوت‌های بین برآوردهای سری‌زمانی‌ومقطعی رجوع‌کنید به‌آیگنر Aigner و سیمون Simon (۱۹۷۱) .

۴ــ " حقایق مدوّن " در نگرش‌مجدد :

برای اینکه قادر باشیم مسائل مختلف مربوط به الگوی (۱۰) را بررسی کنیم ، لازم است دوباره آن را برآورد نمائیم . به خصوص که اطلاعات گزارش شده توسط دیویس (۱۹۵۲) نیز کافی نیست . با استفاده از داده های تجدید نظر شده (پیوست II) برای همان دوره زمانی نمونهٔ ۴۰ــ ۱۹۲۹ ، تخمین مجدد (۱۰) دارای نتایج زیراست :

$$C_t = ۱۰/۲۸۷ + ۰/۷۹Y_t + \hat{\epsilon}_t \quad R^2 = ۰/۹۷۹ \quad s = ۰/۹۳۱ \qquad (۱۱)$$

$$(۲/۳۰۲) \quad (\%۳۶) \qquad T = ۱۲$$

که درآن خطاهای معیارضرایب برآورد شده در داخل پرانتزنشان‌داده‌شده‌اند .

همانطور که مشاهده می‌شود این معادله بسیار شبیه به الگوی (۱۰) بوده و می‌توان‌آن‌را برای ارزیابی الگوی مورد نظر به کاربرد . دراین مرحله علی رغم موجه نمایی علامت و مقدار عددی ضریب برآورد شده ، مقدار بالای R^2 و بزرگ بودن آمارهٔ t ، در برابر این وسوسه که معادلهٔ به دست آمده را یک تابع مصرف تجربی بنامیم ، مقاومت می‌کنیم . دلیل این کار این است که صحیح بودن مقدار عددی و علامت ضریب Y_t و یا با معنی بودن آن ، روشهای آزمون توصیفی غیر رسمی هستند . چنانچه در بخش دوم بحث شد ، اعتبار چنین دلایلی قطعا " بستگی به اعتبار مفروضات [۵]ــ[۱] در الگوی رگرسیون خطی دارد .

در مورد نوشته های اوّلیه راجع به تابع مصرف تجربی ، ذکر این نکته مناسب است که از هیچ گونه آزمون مربوط به توصیف‌غلط‌الگوبرای معادلات برآورد شده ،استفاده نشد .زیرا جدا از نسبت ون نیومن [۱] (رجوع شود به براون [۲] (۱۹۵۲)) هیچ‌یک‌ازچنین آزمون هایی ، متداول نبود . لکن از آن زمان به بعد ، آزمون های مشهور توصیف مدل که با آزمون دوربین ــ واتسون (۱۹۵۱ و ۱۹۵۰) آغاز شد ، گسترش یافتند (رجوع شود به پاگان [۳] و هال (۱۹۸۳) ، اسپانوس (۱۹۸۶) ، پسران و پسران [۴] (۱۹۸۷)و دیگران) .

در مورد معادلهٔ (۱۱) از آمارهٔ دوربین ــ واتسون (Dw) مشهود است که‌فرض استقلال زمانی [۵] ، با توجه به‌اینکه مقدار بحرانی ۵٪ ، ۱/۰۶ است ، غیر معتبر

1- von Neumann

2- Brown

3- Pagan

4- Pesaran and Pesaran

می‌باشد . این مطلب بوسیلهٔ آزمون F مطرح شده توسط اسپانوس (۱۹۸۶) نیز تائید می‌گردد . مقدار این آماره ۴/۹۴= $F(۲و۷)$ می‌باشد هنگامی که با مقدار بحرانی c_α = ۴/۷۴ در سطح اعتماد ۵٪ ، این فرض بی اعتبار باشد ، جائی برای آزمون سایر فروض باقی نمی‌ماند .زیرا هیچ یک از نتایج استنباط آماری که بطور عادی در این زمینه به‌کار می‌رود ، مناسب نیست (رجوع شود به اسپانوس (۱۹۸۶)) . به ویژه نسبت t محاسباتی و دلایل متکی به علامت ،مقدار عددی و اندازهٔ ضرایب برآورد شده ، غیر معتبر هستند . از نظر آماری هیچ نتیجهٔ معتبری نمی‌توان راجع به مفهوم MPC و APC براساس معادلهٔ (۱۱) به دست آورد .آنچه برای هدف ما مهمتراست . تعبیر عموما "پذیرفته شدهٔ مقدار پایین آمارهٔ Dw به عنوان نمایندهٔ میزان خطای ایجاد شده ، به دنبال یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول AR(1) است که این نیز بدون بررسی های آماری دیگر ،تجویز نشده است .چنانچه هندری و میزون[1] (۱۹۷۸)نشان داده اند ، قبل از اینکه چنین اقدام " اصلاح کننده‌ای" صورت گیرد ، محدودیت های عامل مشترک که بطور تلویحی توسط AR(1) اعمال می‌شوند ، باید مورد آزمون قرار گیرند . اگر این محدودیت ها سست و بی اعتبار باشند ،تخمین زننده های عادی ، با تورش و غیر پایدار خواهند بود . (رجوع شود به اسپانوس (شمارهٔ آینده)) .

بطور غیر رسمی ،محدودیت عامل مشترک در حالت کنونی را می‌توان با مقایسهٔ ضریب برآورد نشدهٔ Y_t در معادلهٔ (۱۱) و معادلهٔ زیر بررسی کرد :

$$C_t = ۱۷/۱۲۹ + ۰/۶۸۷\, Y_t + \hat{\epsilon}_t, \quad \hat{\epsilon}_t = ۰/۸۷۲\, \hat{\epsilon}_{t-1} + \hat{v}_t \qquad (۱۲)$$
$$(۳/۰۴۶) \quad (۰/۰۴۲)$$
$$R^2 = ۰/۹۹۰ \qquad s = ۰/۶۸۴۰ \qquad DW = ۱/۲۲۳ \qquad T = ۱۲$$

تغییر قابل اندازه گیری در تعداد این تخمین بیان می‌کند که اعتبار محدودیت عامل مشترک مورد تردید می‌باشد (به اسپانوس (۱۹۸۶) فصل ۲۲ رجوع کنید) . بطور رسمی اعتبار محدودیت عامل مشترک وقتی که مدل غیر محدود به صورت زیر است ،

1- Hendry and Mizon

می‌تواند بوسیلهٔ کاربرد آزمون نسبت راست نمایی مورد بررسی قرار گیرد (به هندری و میزون (۱۹۷۸) رجوع کنید) .

$$C_t = ۰/۱۰۶ + ۰/۶۸۹\ Y_t + ۰/۸۶۳\ C_{t-1} - ۰/۵۵۷\ Y_{t-1} + \hat{u}_t \qquad (۱۳)$$
$$(۳/۵۷)\ (۰/۰۵۰) \qquad (۰/۲۸۴) \qquad (۰/۲۰۰)$$
$$R^2 = ۰/۹۹۲ \qquad s = ۰/۶۶۹ \qquad T = ۱۱$$

اما برای اینکه این آزمون ، یک آزمون صحیح باشد ، لازم است اطمینان حاصل شود که معادلهٔ (۱۳) از نظرآماری اشتباه توصیف نشده است ، آزمون توصیف دارای نتایج زیر بود :

$$\tau_1(۱۹۶) = ۰/۲۰۵ \quad \tau_2(۱۹۶) = ۰/۰۰۹ \quad \tau_3(۱۹۶) = ۰/۰۵۱ \quad \xi(۲) = ۰/۱۵$$

$\tau_1(.)$ آمارهٔ آزمون ضریب لاگرانژ برای‌خود همبستگی مرتبه اول .

$\tau_2(.)$ آزمون RESET برای غیر خطی بودن ، براساس رگرسیون معین پسماندهای متغیرهای توضیحی اصلی و مجذور مقادیر برازش شده .

$\tau_3(.)$ آزمون RESET برای واریانس ناهمسانی‌براساس رگرسیون‌معین‌مجذورپسماندها تقسیم بر مجذور مقادیر برازش شده. همهٔ این آزمون‌هابه‌فرم F هستند .

$\xi(.)$ آزمون اسکینس ـ کورتوسیس[1] برای نرمال بودن . جهت اطلاع بیشتر از مباحث گستردهٔ این آزمون ها رجوع کنید به اسپانوس (۱۹۸۶) ، پیرسون و پیرسون (۱۹۸۷) .

با نگاهی به آماره های‌آزمون توصیف فوق می‌توان مشاهده کرد که معادلهٔ (۱۳) بطور منطقی از نظرآماری خوب بیان شده است و بنابراین با بررسی اعتبار محدودیت عامل مشترک می‌توان کار را ادامه داد . با استفاده ازآزمون نسبت‌لایکلیهود[2] ، این محدودیت در سطح اعتماد قرار دادی ۵٪ ، رد می‌شود ، زیرا :

برای $\alpha = ۰/۰۵$ و $c_\alpha = ۳/۸۴۱$ $\quad -۲\log\lambda = ۵/۲۳۰$

1- Skewness-kurtosis

2-likelihood

لازم است تأ کید نمائیم که آزمون توصیف مدل ، در صورت کوچک بودن حجم نمونه می‌تواند تا حدودی مخاطره آمیز باشد . همانگونه که مطلعید قدرت این آزمون ها ، بطورقطع بستگی به حجم نمونه دارد که دراین مورد اخیر ،حجم نمونه بسیار کوچکاست ، به این دلیل در انتخاب آزمون ها دقت به عمل آمد که به هنگام مناسب بودن درجه آزادی چه آزمونی را می‌توان به کار گرفت . برای تحقیق میزان قابل اتکا بودن تخمین و آزمون (۱۱) ، برآورد معادلهٔ (۱۳) برای دورهٔ ۱۹۸۶–۱۹۲۹ تکرار شد ، نتایج آن‌در ضمیمهٔ I آورده شده است . قابل توجه ترین نتیجهٔ به دست آمده‌از این برآورد ، آن است که به‌هنگام برآورد معادلهٔ (۱۱) برای دورهٔ ۱۹۸۶–۱۹۲۹ ، تمام آزمون های توصیف مذکور ، ناتوان شدند .

قبل از اینکه مجددا" به " حقایق مدون" بپردازیم ، تأ کید این مطلب مهم است که مباحث همزمانی (رجوع شود به‌هاولمو (۱۹۴۷)) براساس هویت ،

$$Y_t = C_t + I_t \qquad (۱۴)$$

مشکل توصیف غلط‌آماری را کم و یا برطرف نمی‌کند . بلکه تنها یک نتیجه خواهد داشت که بدتر کردن وضعیت است زیرا شکل تقلیل یافتهٔ ضمنی ، دارای نتایج زیر می‌باشد :

$$C_t = ۵۲/۰۹۷ + ۲/۶۵۷ I_t + \hat{u}_t, \qquad R^2 = ۰/۶۳۷ \qquad (۱۵)$$
$$(۲/۱۵۷) \quad (۰/۶۳۴)$$

$$DW = ۰/۴۲۶ \qquad s = ۳/۸۷۹$$

از نظر مقدار آماره های آزمون DW و F برای تعیین وجود یا انحراف از فرض [۵] ، با توجه به $F(۲و۷) = ۱۴/۷۴۶$ ، الگوی فوق به وضوح توصیف غلط دارد . (برای بحث مفصل تر رجوع شود به اسپانوس (۱۹۸۸)) .

(۳) پیشگویی کمتر از واقع و ثبات

نظر به اصل کافی بودن آماری معادلهٔ (۱۱) ، این سؤال مطرح می‌شود که این معادله بر" حقایق مدون" (الف) – (د) چه تأ ثیری می‌گذارد . اجازه دهید با نتایج پیشگویی کمتر از واقع آغاز کنیم .

جـدول (۱)
خطـــای پیـــش بینـــی

معادله	(۱۱)	(۱۲)	(۱۳)
۱۹۴۶	۰/۶۲۲	۳/۶۴۲	-۲/۶۹۸
۱۹۴۷	۵/۱۱۴	۷/۷۹۸	۰/۶۳۷
۱۹۴۸	۲/۹۹۹	۶/۲۹۸	-۱/۲۳۶
۱۹۴۹	۵/۰۹۶	۸/۵۲۱	۰/۰۹۹
۱۹۵۰	۴/۷۳۶	۹/۰۸۷	۰/۰۳۱

لحظه‌ای تأ مل ، نشان خواهد داد که پیشگویی کمتر یا بیشتر از واقع ، حاکی از غیر معتبر بودن فرض استقلال زمانی [۵] است . مقدار پایین آمارهٔ DW و مقدار بالای R^2 در معادلهٔ (۱۱) بیانگر حالت کلاسیکی است که درآن معادلهٔ تخمین زده شده تنها روند متغیرها و موارد بسیار کم دیگری را توضیح می‌دهد (رجوع شود به گرنجر و نیوبولد[1] (۱۹۷۴)). تحرکات کوتاه مدت همراه روند ، بدون توضیح باقی می‌مانند و در نتیجه پیشگویی های کمتر یا بیشتر از واقع بطور سیستماتیک به صورت یک قاعده و قانون و نه یک استثناء ، تحقق خواهند یافت . به منظور تشریح این نکته ، این حقیقت را که معادله های (۱۱) و (۱۲) از نظر آماری توصیف غلط دارند ، نادیده گرفته و پیشگویی‌های آنها را با پیشگویی‌های معادلهٔ (۱۳) ، که درجدول (۱) ارائه شده است ،مورد مقایسه قرار می‌دهیم .

چنانچه مشهود است ، پیشگویی های مبتنی بر (۱۱) و (۱۲) بسیار سیستماتیک (همه مثبت) بوده و پیشگویی مبتنی بر معادلهٔ سوّم ، علی رغم الگوسازی خطاها ، به مقدار قابل توجهی بدتر است . از طرف دیگر پیشگویی های مبتنی بر (۱۳) به نظر غیر- سیستماتیک می‌رسند و صرف نظراز معادلهٔ اول ،پیشگویی ها تفاوت معنی داری با پسماندها

1- Granger and Newbold

ندارند و به خوبی در یک فاصلهٔ اعتماد ۹۵٪ قرار دارند . گمراه کننده‌بودن مقداربالای R^2 نیز در همین رابطه است . مسئله ، مهم نبودن روند متغیرها نیست بلکه مسئله این است که روش محاسبهٔ R^2 به طریق زیر :

$$R^2 = 1 - \left[\sum_t \hat{\epsilon}_t^2 \Big/ \sum_t (y_t - \bar{y})^2 \right] \qquad (۱۶)$$

بسیار گمراه کننده است .زیرا انحرافات‌کل به نحو مغلطه آمیزی نسبت به یک میانگین ثابت ، علی رغم روند متمایز ، محاسبه می‌شوند . این نحوهٔ محاسبه ، بی جهت ، بـــه مشاهدات حدی دوطرف میانگین $\bar{y}$ وزن‌های بزرگ نسبت می‌دهد . اغلب ، انحرافات از میانگین متحرک (روند) نسبت کوچکی از انحرافات از یک میانگین ثابت است . به منظورآگاهی از مقادیر کمّی نسبی متضمن آن ، این طرز سنجش از انحرافات C_t را بااین فرض که میانگین متحرک را بتوان بوسیلهٔ یک چند جمله‌ای مرتبهٔ سوم t ، تقریب کرد ، در نظر می‌گیریم . دو معیار سنجش انحرافات از میانگین عبارتند از :

$$\sum_t (C_t - \bar{C})^2 = ۴۱۵/۱۹۵$$

$$\sum_t (C_t - c_0 - c_1 t - c_2 t^2 - c_3 t^3)^2 = ۳۳/۳۲۷ \qquad (۱۷)$$

با استفاده از معیار دوم سنجش انحرافات ، میزان تعدیل شدهٔ خوبی برازش برابر است با $\bar{R}^2 = ۰/۷۳۸$. نظر به مباحث‌فوق ، به وضوح درمی‌یابیم که تفسیر نقائص قابل پیش بینی معادلهٔ (۱۱) به عنوان مورد نقض AIH ، مجاز نیست . به نظرمی‌رسد تفسیر منطقی تر آن این باشد که نقیصهٔ مزبور به واسطهٔ توصیف آماری غلط معادلهٔ برآورد شده است . این نقیصهٔ AIH چگونه رفع می‌شود ؟ در این مرحله تنها الگوی آماری کافی منطقی در زمینهٔ AIH ، معادلهٔ (۱۳) است . با توجه به بحث مختصر متدلوژی در بخش دوّم ، AIH را می‌توان به عنوان یک قید تعیین مجدد پارامترهای معادلهٔ (۴) با محدودیت های فوقِ تشخیص زیر محسوب کرد (رجوع شود به اسپانوس ۱۹۸۸a) :

$$\alpha_1 = 0 \qquad \text{و} \qquad \beta_1 = 0$$

براساس معادلهٔ (۱۳) این قیوده‌برای داده های منتخب رد می‌شوند زیرا آمارهٔ F برای قیود فوقِ تشخیص مقدار $F(۲و۷) = ۴/۹۶$ را اختیار می‌کند .

(b) یافته های کوزنتس:

متنفذترین[1] حقایق مدون "تجارب کوزنتس بود مبنی‌براینکه در طول دوره‌های بلند مدت ، هنگامی که تحرکات کوتاه مدت با میانگین گیری " هموار" می‌شوند ، APC نسبتا " ثابت است ، این یک قضیهٔ آماری ضعیف است که برای مجموعهٔ معینی‌از داده‌ها می‌تواند پذیرفته یا رد شود . اگر این موضوع را با استفاده از اصل کافی بودن آماری، مورد بررسی مجدد قرار دهیم ، ثبات $(\bar{C}_i/\bar{Y}_i)$ را می‌توان به شکل فرضیه هـــای $H_0: c_0 = 0,\ H_1: c_0 \neq 0$ در زمینهٔ

$$\bar{C}_i = c_0 + c_2 \bar{Y}_i + \epsilon_i, \qquad i = 1, 2, \ldots, n \qquad (۱۸)$$

به صورت پارامتریک بیان کرد .تخمین (۱۸) با استفاده از داده های کوزنتس در طول ۱۰ سال میانگین گیری میان دوره‌ای ۱۹۳۸– ۱۹۶۹ (به استثنای آخرین مشاهده که پیرو مقالهٔ کوزنتس ۱۹۴۶ حذف می‌شود) خواهد بود :

$$\bar{C}_i = -۱/۷۲۱ + ۰/۹۲۸ \bar{Y}_i + \hat{\epsilon}_i \qquad \bar{R}^2 = ۰/۹۹۷ \qquad (۱۹)$$
$$(۰/۶۷۴) \quad (۰/۰۱۶)$$

$$u = ۱۲ \qquad s = ۱/۳۲۷ \quad DW = ۰/۷۷۰$$

$$\tau_1(۱و۹) = ۶/۳۶۵ \quad \tau_2(۱و۹) = ۲۷/۰۹۷ \quad \tau_3(۱و۹) = ۵/۵۱۴ \quad \xi(۲) = ۳/۳۴۶$$

این آماره های آزمون بطور واضح ترنشان می‌دهند که الگوی برآورد شده بسیار اشتباه توصیف شده است وهیچ‌گونه دلایل آماری مبتنی برآن نمی‌تواند جهت بحث و قضاوت در مورد هریک از موضوعات تئوری مورد نظر، معتبر باشد. " برطرف کردن" اثرات دوره‌ای توسط کوزنتس منجربه حذف اثرات تحرکات کوتاه مدت گشت و نیزساختار پویای آنها را از بین برد[1] .

از نقطه نظر روشی که کوزنتس برای میانگین گیری بین دوره ای به کاربرد ،باید نسبت به این مسأله ظنین بود که این کار ممکن‌است به بعضی خطاهای میانگین‌متحرک[2]

---

۱ ـ سری داده های $\bar{C}_i$ و $\bar{Y}_i$ از یکدیگر واگرا بودند .یعنی حتی‌جزء مکمل یکدیگر نیـز نبودند (رجوع شود به گرنجر (۱۹۸۶)).

2- Moving Average error

پیچیده‌ای منجر گردد. با یک حجم نمونهٔ معین، این برآورد تنها برای فرایند میانگین متحرک مراتب پایین آزمون خواهد شد. به هر حال تخمین مجدد (۱۹) با یک خطای MA (۱) یا AR (۱) هردو توسط داده های آماری، رد شد. استفاده از دیدگاهی‌که با توصیف رگرسیون خطی بخش دوم ارائه شد (رجوع شود به اسپانوس (۱۹۸۶))وجستجوی یک توصیف آماری کافی که ساختار زمانی و غیر ایستای داده های‌آماری را به حساب‌آورد (بین روند زمانی و افزایش واریانس در طول زمان تفکیک قائل شوید) منجر به الگوی خطی ـ لگاریتمی زیر گشت[1] :

$$\ln \bar{C}_i = \underset{(۰/۱۸۴)}{-۰/۱۳۶} + \underset{(۰/۳۶۲)}{۰/۵۴۱} \ln \bar{C}_{i-1} + \underset{(۰/۱۰۴)}{۰/۹۵۱} \ln \bar{Y}_i - \underset{(۰/۳۳۱)}{۰/۶۰۲} \ln \bar{Y}_{i-1} - \underset{(۰/۰۱۷)}{۰/۰۲۶} t + \hat{u}_i$$

$$R^2 = ۰/۹۹۹۶ \qquad s = ۰/۰۱۳۲ \qquad n = ۱۱ \qquad (۲۰)$$

$$(۱۹۵) = ۰/۶۲۰ \qquad (۱۹۵) = ۰/۰۶۳ \qquad (۱۹۵) = ۰/۰۲۲ \qquad (۲) = ۱/۰۱۷$$

که درآن t نشانگر روند زمانی ساده است. آماره های آزمون غلط بودن توصیف الگو، بیانگر آن هستند که الگوی (۲۰) را می‌توان به عنوان‌یک الگوی آماری‌کافی محسوب‌کرد. ضرایب برآورد شده، اظهار می‌دارند که اگرهیچ نتیجهٔ دیگری نتوان گرفت حداقل این مطلب استنباط می‌شود که نرخ تغییر $(\bar{C}_i/\bar{Y}_i)$ به ازاء t، افزایش می‌یابد. این موضوع با معادلهٔ برآورد شدهٔ زیر تأیید می‌گردد:

$$\Delta \ln (\bar{C}_i/\bar{Y}_i) = \underset{(۰/۰۰۹)}{-۰/۰۲۴} + \underset{(۰/۰۰۱)}{۰/۰۰۴} t + \hat{v}_i, \qquad (۲۱)$$

$$R^2 = ۰/۶۰۵ \qquad s = ۰/۰۱۲ \qquad DW = ۱/۹۷۱ \qquad n = ۱۱$$

$$\tau_1(۱۹۸) = ۰/۱۰۱ \quad \tau_2(۱۹۸) = ۰/۱۳۷ \quad \tau_3(۱۹۸) = ۰/۱۷۶ \quad \xi(۲) = ۱/۲۶۳$$

تا آنجا که حجم نمونه اجازهٔ هرگونه نتیجه گیری را براساس معادلهٔ (۲۱) می‌دهد، می‌توان استنباط‌کرد که، قضایای ارائه شده توسط‌کوزنتس به وضوح اشتباه است.

---

۱ ـ تبدیل لگاریتمی به عنوان یک تبدیل تثبیت کننده واریانس به کار می‌رود. جهت تفصیل بیشتر مراجعه شود به اسپانوس (۱۹۸۶) فصل ۲۱.

نتیجه گیری اصلی بحث فوق عبارت است از اینکه تعمیم استنتاج روابط کمی از نمودارهای مربوط به یک سری داده های آماری به سری دیگر داده ها ، خطرناک و گمراه کننده‌است . زیرا هیچ راهی وجود ندارد که بتوان کافی بودن آماری یک رابطهٔ ضمنی را بانگریستن به نمودار آن ، تشخیص داد . به منظور تشریح این مطلب برای داده های جدیدتر ، نمودار C_t در برابر مقادیر Y_t را برای دورهٔ ۱۹۸۶–۱۹۴۹ در شکل ۱ (a) در نظر بگیرید .

همانطور که مشاهده می‌گردد ، به نظر می‌رسد که APC ثابت باشد . لکن این نتیجه گیری بسیار گمراه کننده است . زیرا ارتباط ضمنی وتلویحی بین این دو متغیر بسیار اشتباه توصیف شده است ، بطوری که آماره های آزمون توصیف الگو چنین دلالت می‌کنند :

$$\mathrm{APC}_t = ۰/۹۰۹ + \hat{v}_t, \qquad s = ۰/۰۱۲۸ \quad \mathrm{DW} = ۰/۵۷۱ \qquad (۲۲)$$
$$(۰/۰۰۲)$$
$$\tau_2(۱و۳۵) = ۲۸/۹۹۰ \quad \tau_3(۱و۳۵) = ۱۳/۴۱۰$$
$$n = ۳۷ \qquad \tau_1(۱و۳۵) = ۱۷/۳۱۱ \quad \xi\,(۲) = ۴/۴۳۰$$

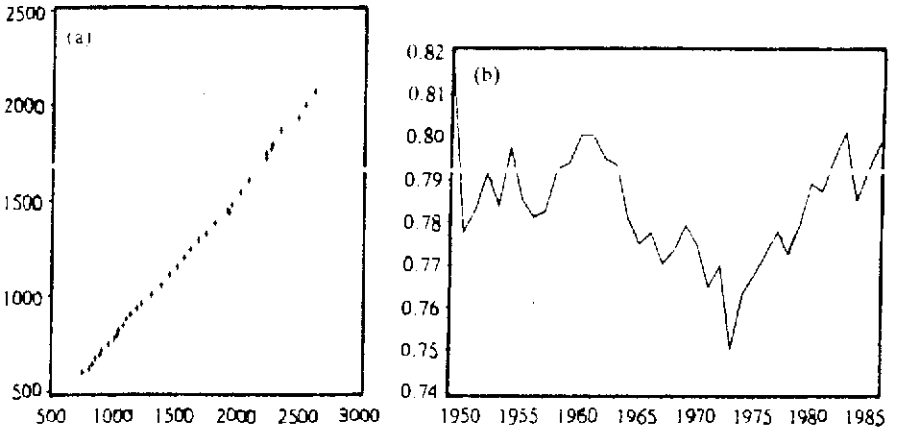
این موضوع از نمودار زمانی APC که در شکل ۱(b) نشان داده شده است ، استنباط می‌شود .

(c) بلند مدت در برابر کوتاه مدت

یافته های کوزنتس درآن زمان به صورت یک تابع مصرف خطی به فرم زیر مطرح شد :

$$C = ۰/۸۶۵\, Y \qquad (۲۳)$$

که در چهار موضوع مهم ، به وضوح با الگوهای تجربی‌مبتنی‌برالگوی (۱) در تضاد قرار داشت‌و برحسب‌الگوی (۱) و قضایای (i) تا (iv) مبیّن آن است که عرض از مبداء صفر است . قضایای (iii) و (iv) نمی‌توانند صادق باشند و برآورد MPC بزرگتر از برآوردی است که با داده های سالانه برای دورهٔ ۱۹۴۰–۱۹۲۹ به دست آمده . این " شواهد " متناقض‌ومتضاد ،باتفسیر معادلهٔ (۲۳) به‌عنوان الگویی که بیشتر برای‌بررسی رفتار مصرفی در بلند مدت مناسب است و نقطهٔ مقابل رفتار کوتاه مدتی است که توسط (۱) توصیف شده ، معقولانه و منطقی جلوه داده شد . فرض ضمنی این تعبیر عقلایی ، عبارت بود از اینکه داده های سری زمانی در طول یک دورهٔ ۲۰–۱۲ ساله به شواهد کوتاه مدت و میانگین های به دست‌آمده از داده های سری‌زمانی طولانی تر به داده های بلند مدّت معمولی ، ترجیح داده می‌شود .



شکل (a) ۱: C_t در برابر Y_t شکل (b)1: نمودار زمانی APC

چنین تعبیری منجربه مساعی‌تحقیقاتی وسیعی در جهت وفق دادن شواهد بلند-مدت شد که سرآغاز آن کارهای اسمیت[1] (۱۹۴۵) و دوزنبری[2] (۱۹۴۹) بود (رجوع شود به‌آکلی[3] (۱۹۶۱) وتوماس (۱۹۸۸)).

جدا از موضوع کافی بودن آماری، فرض ضمنی پایه استدلال که توجیه منطقی و عقلایی فوق برآن استوار است، یک بدفهمی بین تقویم زمانی‌وزمان‌اقتصادی‌تئوریکی را تشریح می‌کند بطوریکه سویت[4] اظهار داشت (۱۹۶۳):

" در زمینهٔ اثرات کوتاه مدت و بلند مدت گاهی اوقات دو چیز باهم اشتباه می‌شود: ماهیت مسئله تحت بررسی و ماهیت داده های‌مورد استفاده.ممکن است داده ها به صورت فصلی به کار روند و بازهم یک تابع مصرف بسیار بلند مدت مورد تحلیل قرار گیرد. دادهٔ آماری راجع به "طول مدت" یک حد پایین قرار می‌دهد که می‌توان آن‌رابررسی‌کرد. گرچه تخمین های کوزنتس برای دوره های دهساله نمی‌تواند برای بررسی تغییرات فصلی مصرف به کار برده شود، اما خود داده های آماری به تنهائی یک حد بالا ندارند".

1- Smithies

2- Duesenberry

3- Ackley

4- Suits

این بدفهمی به نحو متمایزتری توسط داده های کوزنتس به ارمغان آورده شد که درآن میانگین‌گیری دهساله ،اثرات کوتاه مدت را "هموار" کرد . امروزه به خوبی‌می‌دانیم که تحرکات کوتاه مدت واثرات بلندمدت دقیقا" باهم رابطه‌دارند و باچنین تبدیل‌هایی نمی‌توان آنهارا تفکیک کرد . قبل از طرح هرگونه سوءال در زمینهٔ بلند مدت یا کوتاه‌مدت ، ضروری است که اطلاعات سیستماتیک موجود در داده های مشاهده شده به منظور تنظیم یک الگوی آماری کافی ، قالب و فرم داده شوند .

یک روش مفید برای برقراری ارتباط بین الگوی بلند مدت نظری و الگوی تجربی پویای تخمینی ، روش سنتی LSE است (رجوع شود به گیلبرت (۱۹۸۶b)) که در آن الگوی نظری به عنوان راه حل ایستای الگوی تجربی تعبیر می‌شود . به منظور تشریح این موضوع ، الگوسازی یک تابع مصرف در زمینهٔ روش مورد بحث بخش دوّم را با استفاده از داده های آماری پس از جنگ در نظر می‌گیریم .

به پیروی از ادبیات اقتصادی پس از جنگ ، C_t را مبین مخارج مصرفی حقیقی برای کالاهای بی دوام و خدمات ، و Y_t را نمایانگر درآمد قابل تصرف حقیقی که با تعدیل کنندهٔ ضمنی مخارج مصرفی کل P تعدیل شده است ، در نظر می‌گیریم (برای تعاریف شاخص ها و منابع داده های آماری ، ضمیمهٔ II را ملاحظه کنید) . با به خاطر داشتن فرم کلی الگوی قابل برآورد (۶) ، می‌توان با توصیف الگوی آماری در حدودی که بتوان آن‌را بررسی کرد ،پیش رفت.اولین انتخاب طبیعی برای چنین الگوی‌آماری عبارت است از :

$$C_t = c_0 + \alpha_1 C_{t-1} + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 P_t + \beta_3 P_{t-1} + u_t \qquad (۲۴)$$

گنجاندن P_t به عنوان‌یک متغیر توضیحی مجزابراساس این قاعده کلی‌که هیچ محدودیت غیر ضروری نباید به توصیف های آماری تحمیل شود ، صورت می‌گیرد [۱] . تخمین الگوی (۲۴) با استفاده ازداده های سالانه برای ایالات متحدهٔ امریکا در دورهٔ ۱۹۸۵–۱۹۴۹ دارای نتایج زیر است :

---

۱ ــ وارد نکردن قیمت ها در الگو ، نیازمند گنجاندن روند زمانی است ، به این منظور که یک الگوی کافی آماری ، به دست آید .

$$\hat{C}_t = \underset{(۰/۴۱۰)}{۰/۱۷۱} + \underset{(۰/۱۳۰)}{۰/۷۰۶}\, C_{t-1} + \underset{(۰/۰۵۶)}{۰/۳۶۴}\, Y_t - \underset{(۰/۰۸۵)}{۰/۱۳۰}\, Y_{t-1} - \underset{(۰/۱۳۰)}{۰/۳۷۳}\, P_t + \underset{(۰/۱۳۳)}{۰/۴۲۰}\, P_{t-1} \qquad (۲۵)$$

$$R^2 = ۰/۹۹۹۷ \qquad s = ۷/۵۴۲ \qquad T = ۳۷ \qquad DW = ۱/۹۳۰ \qquad h = ۰/۳۴۶$$

$$\tau_1(۱و۳۰) = ۰/۰۴۹۴ \qquad \tau_2(۲و۲۹) = ۱/۳۷۴^{*} \qquad \tau_3(۱و۳۰) = ۵/۳۰۵ \qquad \xi(۲) = ۲/۰۱۷$$

چنانچه مشاهده میگردد، آمارهٔ آزمون برای واریانس ناهمسانی دلالت بروجود مقداری انحراف از فرض مقرّر شدهٔ مذکور دارد (مقدار بحرانی برای ۵٪، ۴/۱۷ است).

در مورد توصیف اشتباه الگو، تعابیرآماری مورد بحث در بخش دوم به ویژه مفید هستند. زیرا نمودارهای زمانی داده های مورداستفاده، می‌توانند درموردانحرافات ممکن از فروض‌اولیه الگو، بسیار آگاهی دهنده باشند.

نگاهی به این نمودارها، ما را از بروز چند مسأله آگاه می‌کند. سری داده‌های C_t و Y_t هردو از نظر زمانی وابستگی داشته و رفتار بی ثباتی را به شکل افزایش‌میانگین و واریانس در طول زمان از خود نشان می‌دهند. (شکل های (a) ۲و۳ را نگاه کنید). از نظر رابطه بین توزیع مشترک وشرطی که برحسب آن فروض اعمال می‌شود، می‌توان‌مشاهده کرد که فرض [۵] نه بطوردقیق، و فروض [۳]و [۴] احتمالا" از نظر روابط بین پارامترها و دو اهمیت اوّل، غیر معتبر هستند.

از طرف دیگر، با استفاده از تبدیل لگاریتمی به عنوان تثبیت کنندهٔ واریانس (رجوع شود به اسپانوس (۱۹۸۶)) می‌توان درشکل ۴ مشاهده کرد که هیچ واریانسی از این قبیل، باعث بی ثباتی نمی‌شود. ازاین نظر، با تخمین فرم خطی ـ لگاریتمی‌معادلهٔ (۲۵)، ادامه می‌دهیم

$$\ln C_t = \underset{(۰/۰۳)}{-۰/۷۹} + \underset{(۰/۱۰۹)}{۰/۵۱۳} \ln C_{t-1} + \underset{(۰/۰۵۹)}{۰/۴۶۰} \ln Y_t + \underset{(۰/۱۰۱)}{۰/۰۰۸} \ln Y_{t-1}$$

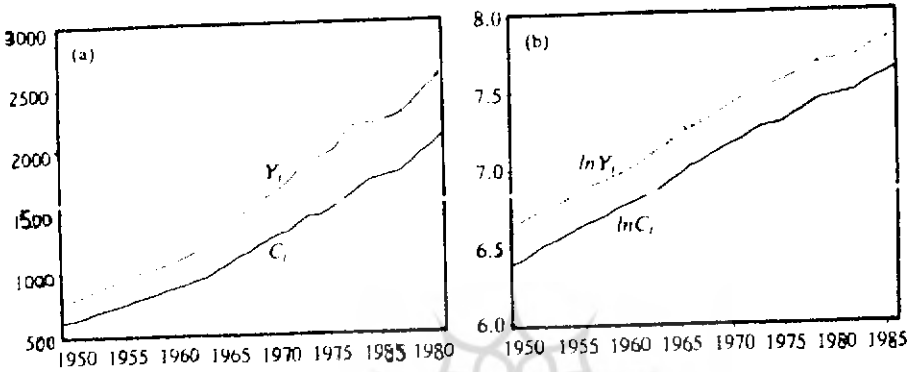
$$- \underset{(۰/۰۶۳)}{۰/۲۴۲} \ln P_t + \underset{(۰/۰۶۵)}{۰/۲۶۲} \ln P_{t-1} \qquad (۲۶)$$

---

* وجوددرجه آزادی، ما را قادر می سازد که توان سوم مقادیر برازش‌شده را به همان صورت رگرسیون معمولی خطی به کار بریم.

$R^2 = ۰/۹۹۸ \quad s = ۰/۰۰۵۸۳ \quad T = ۳۷ \quad DW = ۱/۷۶۱ \quad h = ۰/۹۷۵$

$\tau_1(۱و۳۰) = ۰/۴۵۸ \quad \tau_2(۲و۲۹) = ۲/۴۸۵ \quad \tau_3(-۱و۳۰) = ۰/۰۲۲ \quad \xi(۲) = ۲/۶۵۲$



شکل ۲(a): Y_t و C_t شکل ۲(b): $\ln Y_t$ و $\ln C_t$

این الگوی برآورد شده، هیچ انحرافی را از فروض اعمال شده نشان نمی‌دهد و بنابراین می‌توان بین آن و الگوی قابل تخمین (۶) رابطه برقرار کرد. تخمین (۶) به فرم داده شده در (۸) به دلیل خارج ساختن اثرات قیمتی مجزا منجر به یک الگوی تجربی دارای توصیف غلط می‌شود. از طرف دیگر، توسعهٔ معادلهٔ (۸) با گنجاندن جملهٔ تورم، یک الگوی اقتصاد سنجی تجربی کافی را به شکل زیر به بار خواهد آورد:

$$\Delta \text{LnC}_t = \underset{(۰/۰۱۸)}{-۰/۰۵۱۸} + \underset{(۰/۰۵۷)}{۰/۴۲۱}\Delta \ln Y_t + \underset{(۰/۰۷۶)}{۰/۳۱۶}\ln(Y_{t-1}/C_{t-1}) - \underset{(۰/۰۵۰)}{۰/۱۶۵}\Delta \ln P_t \qquad (۲۷)$$

$R^2 = ۰/۷۱۰ \quad s = ۰/۰۰۶۱۸ \quad T = ۳۷ \quad DW = ۱/۷۵۷$

$\tau_1(۱و۳۲) = ۰/۴۲۱۲ \quad \tau_2(۲و۳۱) = ۰/۷۰۱ \quad \tau_3(۱و۳۲) = ۰/۱۴۷ \quad \xi(۲) = ۲/۴۳۰$

محدودیت های اعمال شده روی (۲۶) برای به دست آوردن (۲۷)، در سطح اعتماد

۵% پذیرفته می‌شوند ، آمارهٔ آزمون ۲/۸۸۷ = τ_5(۲و۳۱) و ۳/۳۲ = c_α می‌باشد . این الگو از نظر تجربی برای داده های انگلستان موفق بوده است (رجوع شود به هندری (۱۹۸۳)) . در مورد مبانی تئوریک آن رجوع کنید به موئل بائرو باور[1] (۱۹۸۶) .

یک روش به ویژه جالب برای ارتباط دادن الگوی اقتصاد سنجی تجربی (۲۷) به بلند مدت ، تفسیر تابع مصرف از طریق بازگشت به جواب تعادل ایستای آن است (رجوع شود به گیلبرت (۱۹۸۶)) ، برای تمام متغیرهای Z_t در توصیف الگو $\ln Z_t = \ln Z_{t-1} = \ln Z^*$ می‌باشد . این روش به معادلهٔ بلند مدت :

$$C^* = ۰/۸۴۹\, Y^* \qquad (۲۸)$$

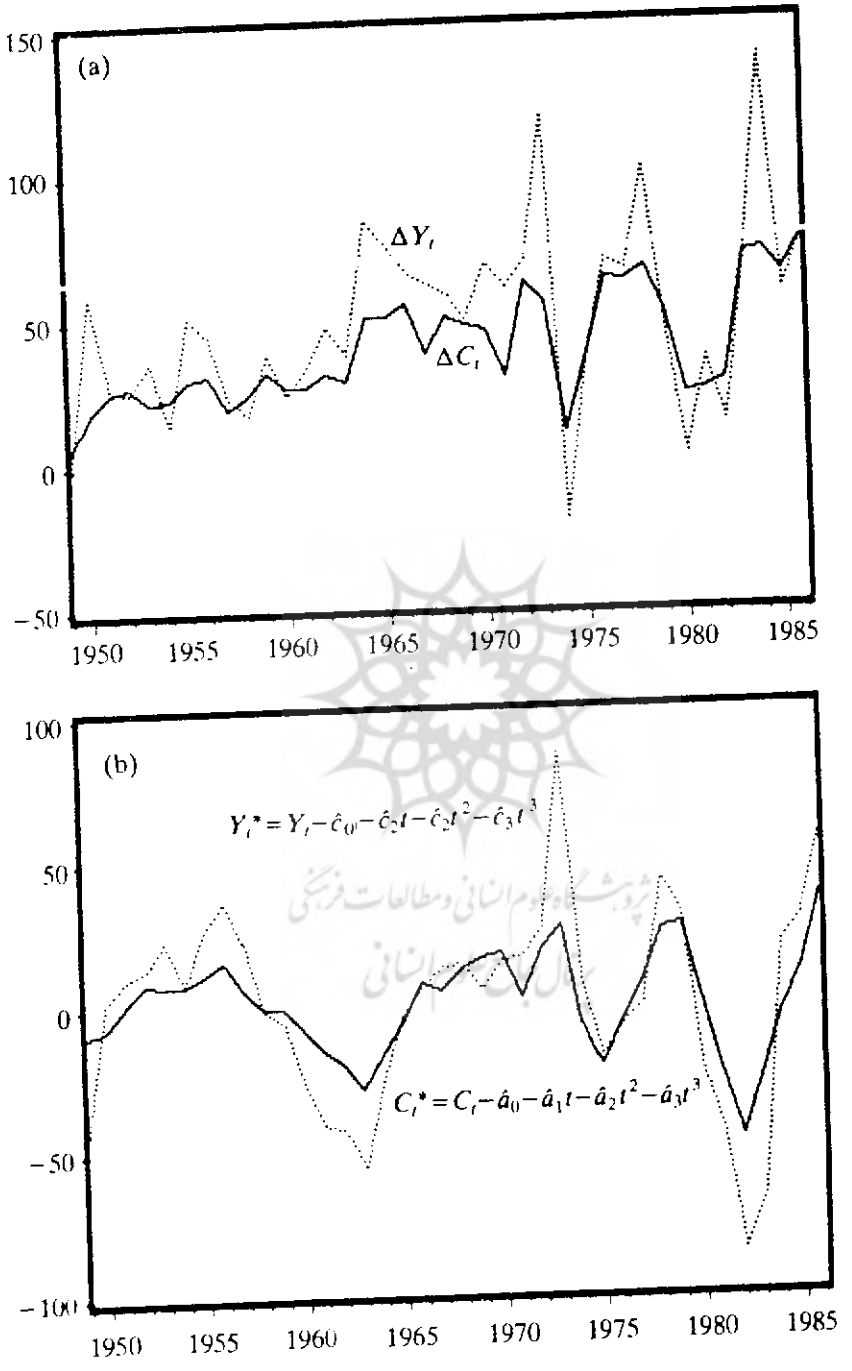
منتهی می‌شود . اگر این معادله را به صورت یک سنجش از الگوی تئوری کلی زمینه ساز فرضیه های درآمد دائمی ودرآمد دورهٔ زندگی (رجوع شود به دیتون وموئل بائر (۱۹۸۰)) تعبیر کنیم ،مقدار عددی ضریب آن ، منطقی است[2]. نظر به موارد قابل تردید فوق از " حقایق مدون " سوءالی که بطور طبیعی در این مرحله پیش می‌آید این است که در چه جایی فرضیه های درآمد دورهٔ زندگی (LCH)[3] و درآمد دائمی (PIH)[4] دیگر در زمرهٔ این " حقایق " محسوب نمی‌شوند . با این فرض که فرضیه های مزبور معمولا " به عنوان شرح و تفصیلی بر فرضیهٔ درآمد مطلق AIH به حساب می‌آیند . اگرچه در اصل نمی‌توان کافی بودن نظری را از کافی بودن آماری الگوهای تجربی جدا کرد ؛ نتایج فوق اظهار می‌دارند که صرف نظر از پیشرفت های تئوریک فرضیهٔ AIH (بعلت الگوسازی صریح آن از تحرکات) موفقیت اولیه الگوهای تجربی براساس LCH و PIH در زمینه‌های آماری می تواند توسط مبتنی بودن آنها بر الگوی آماری کافی تر توضیح داده شود .

1- Muellbauer and Bover

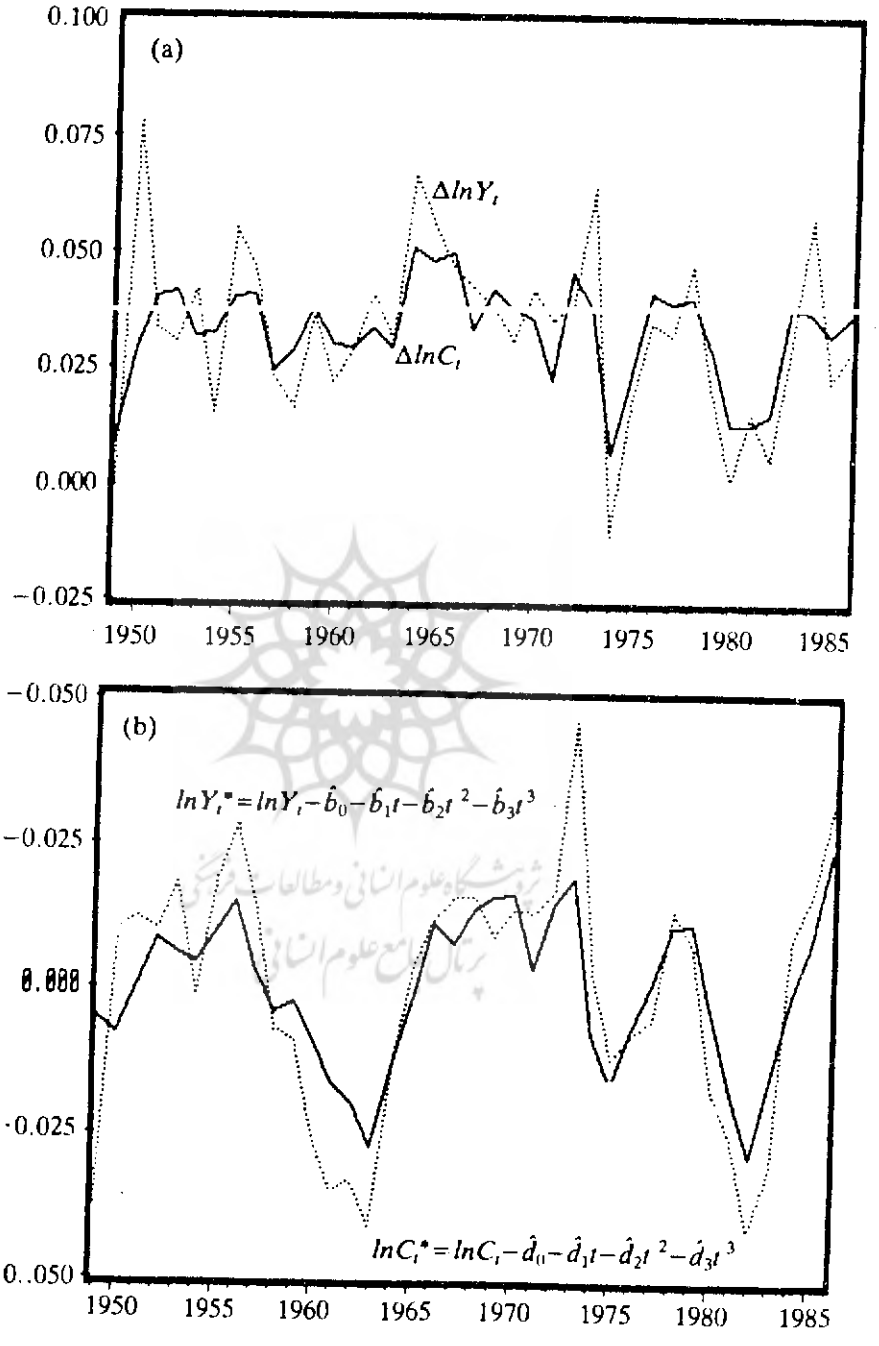
۲ــ برحسب تصادف ، این مقدار به تخمین کوزنتس نزدیک است .

3- Life - cycle hypotheses

4- Permanent Income hypotheses



شکل ۳: نمودارهای واریانس C_t و Y_t



شکل ۴: نمودارهای واریانس $\ln C_t$ و $\ln Y_t$.

۵ – نتیجه گیری

هدف از مباحث فوق، ارزیابی مجدد کارهای تجربی اخیر درمورد تابع مصرف درپرتو پیشرفت‌های اخیر درمتدلوژی وکار عملی الگوسازی اقتصاد سنجی بوده است. آنچه که "حقایق مدون" نامیده‌شد، ازاین‌نظرکه‌مبتنی‌برالگوهای‌آماری دارای‌توصیف غلط، می‌باشند، در نوشته‌های اخیر مورد تردید قرار گرفتند. از مباحث مزبور، چند نتیجهٔ مهم به دست آمد که می‌توان به صورت زیرخلاصه کرد:

تا آنجا که به تاریخ مدون تابع مصرف مربوط می‌شود، استنباط اصلی این است که مباحث کتب اقتصادسنجی کاربردی‌واقتصاد کلان بیشتر گمراه کننده بوده و نیازمند اصلاح وتجدید نظر می‌باشند (همچنین رجوع شود به توماس(همین‌شماره)).

تاجائیکه به الگو سازی اقتصاد سنجی، بطور اعم، مربوط می‌شود، درس‌اصلی که باید آموخت این است که کافی بودن آماری را تنها درصورتی می‌توان نادیده گرفت که به واسطهٔ آن الگوساز به مخاطره افتد. خود اصل نیز به تنهایی برای کسب تجربه بیشترمفید است اما بطور منطقی، روش مؤثری‌برای‌هموارکردن‌راه‌ارتباط‌بین شواهدتجربی درزمینه‌های مختلف اقتصاد سنجی کاربردی‌است.

روش به کار رفته دراین مقاله، می‌تواندبرای سنجش وارزیابی مجدد الگوهای تجربی گذشته وحال درزمینه‌های دیگر اقتصاد کاربردی، استفاده‌شود.

" VPI ودانشگاه ایالتی، ویرجینیا، ایالات‌متحدهٔ‌آمریکا "

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ضمیمه I :

تخمین (۱۱) – (۱۳) برای‌دورهٔ ۸۶–۱۹۲۹ (به‌استثنای‌سالهای‌جنگ ۴۵–۱۹۴۱) دارای نتایج زیراست :

$$C_t = 24/119 + 0/894 Y_t + \hat{\varepsilon}_t \qquad (11)'$$

$$(5/601) \quad (0/004)$$

$$R^2 = 0/999 \qquad s = 19/344 \quad DW = 0/642 \quad T = 58$$

$$\tau_1(1\%55) = 36/740 \quad \tau_2(1\%55) = 33/588 \quad \tau_3 = (1\%55) = 21/532 \quad \xi(2) = 27/713$$

این آزمون‌ها با نشان دادن انحرافات بزرگ از فروض استقلال ،خطی‌بودن ، واریانس همسانی و نرمال بودن اظهار می‌دارندکه (۱۳) بدون شک غلط توصیف شده‌است.

همچنین توجه کنید که R^2 تعریفی با استفاده از تغییرات C_t نسبت به یک دوجمله‌ای روند مرتبه دوم ، مقدار $\bar{R}^2 = ۰/۶۷۰$ را اختیار می‌کند . بافرض یک خطای خود همبستگی AR(۱)

$$C_t = ۱۹/۸۵۹ + ۰/۸۹۹ Y_t + \hat{\epsilon}_t, \quad \epsilon_t = ۰/۷۲۴\, \epsilon_{t-1} + \hat{v}_t \qquad (۱۲)'$$
$$(۱۳/۴۱۲) \quad (۰/۰۰۹) \qquad (۰/۰۹۱)$$

$R^2 = ۰/۹۹۹ \quad s = ۱۴/۸۲۹ \quad DW = ۱/۹۵۶ \quad T = ۵۸$

اعتبار این توصیف نیز مورد تردید است . بدین‌صورت که :

$$C_t = ۸/۴۸۳ + ۰/۶۹۱\, Y_t + ۰/۶۴۷\, C_{t-1} - ۰/۳۶۹\, Y_{t-1} + \hat{u}_t \qquad (۱۳)'$$
$$(۵/۰۶۴) \quad (۰/۰۶۸) \quad (۰/۱۰۶) \qquad (۰/۰۹۶)$$

$R^2 = ۰/۹۹۹ \quad s = ۱۴/۸۳۹ \quad T = ۵۷$

آزمون محدودیت‌های عامل مشترک ، نتیجه زیررابه‌دنبال‌دارد .

برای $\alpha = ۰/۰۵ \quad c_\alpha = ۳/۸۴۱ \quad -2 \log \lambda = ۲۱/۸۳۳$

ضمیمـــه II :

تعاریف ومنابع داده‌های‌آماری :

داده‌های معادلات (۱۱)–(۱۵) به‌سریهای سالانه‌زیربرای‌دورهٔ ۵۰–۱۹۲۹ از (۱۹۶۹)ERP مربوط است .

C_t – مخارج‌مصرفی‌کل به قیمت‌های۱۹۳۹ ، به‌بیلیون ؛ ۱۹۶۹ ERP ، جدول B–۱۶ .

Y_t – درآمد قابل‌تصرف شخصی‌تعدیل شده با شاخص تعدیل کنندهٔ ضمنی مخارج‌مصرفی کل ؛ به بیلیون ؛ ۱۹۶۹ERP ، جدول B–۱۶ .

داده‌های معادلات (۱۱)، (۱۲)وَ(۱۳)در ضمیمه I ، داده‌های بعضی از متغیرهای فوق می‌باشد ، امادورهٔ زمانی نمونه ۸۶– ۱۹۲۹است ؛ از ERP ۱۹۸۷ .

داده‌های معادلات (۲۵)–(۲۷)مربوط می‌شود به سریهای‌زمانی برای دورهٔ ۸۵– ۱۹۴۹.

C_t – مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام‌وخدمات‌تعدیل‌شده‌با P_t ، به‌بیلیون ERP ۱۹۸۷ ؛ جدول B–۱۴ و B–۲۶ .

Y_t – درآمد قابل تصرف شخصی تعدیل شده با شاخص تعدیل کننده ضمنی مخارج مصرفی کل . P_t به بیلیون؛ EEP ۱۹۸۷ ؛ جدول ۲۶– B.

P_t – تعدیل کننده ضمنی برای مخارج مصرفی کل ؛ ERP ۱۹۸۷ ؛جدول ۲۶–B

ERP– Economic Report of the President گزارش اقتصادی ریاست جمهوری

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی