مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۱۲، ص. ۱۱۳-۱۴۰.

اصلاحات تجاری، عدم اطمینان و ارتقای صادرات: مکزیک ۱۹۸۲-۱۹۸۸*

نویسندگان: ویلیام اف. مالونی
رودریگو آر. آزودو
مترجم: جهانگیر یداللهی فارسی *

چکیده

در این مقاله، با استفاده از یک چارچوب سادهٔ سهمیه‌بندی، تأثیر مستقیم اقدامات آزادسازی و تأثیر کاهش ریسک نسبی صادرات در مقابل تولید برای بازار داخلی، برخاسته از تعهد به صادرات، تحلیل می‌گردد. عدم اطمینان در هر دو بازار داخلی و خارجی در نظر گرفته شده و کاربردهای غیرمعقول کوواریانس در رفتار صادرات بررسی می‌شود. با استفاده از داده‌های سطح بنگاه در یک نمونهٔ پویا و با استفاده از فنون دو متغیره گارچ و آزمون لوین و لین برای حالت پایدار یک ریشه‌ای در داده‌های نمونه، آزادسازی طی سالهای ۱۹۸۳-۱۹۸۸ در مکزیک بررسی می‌گردد.

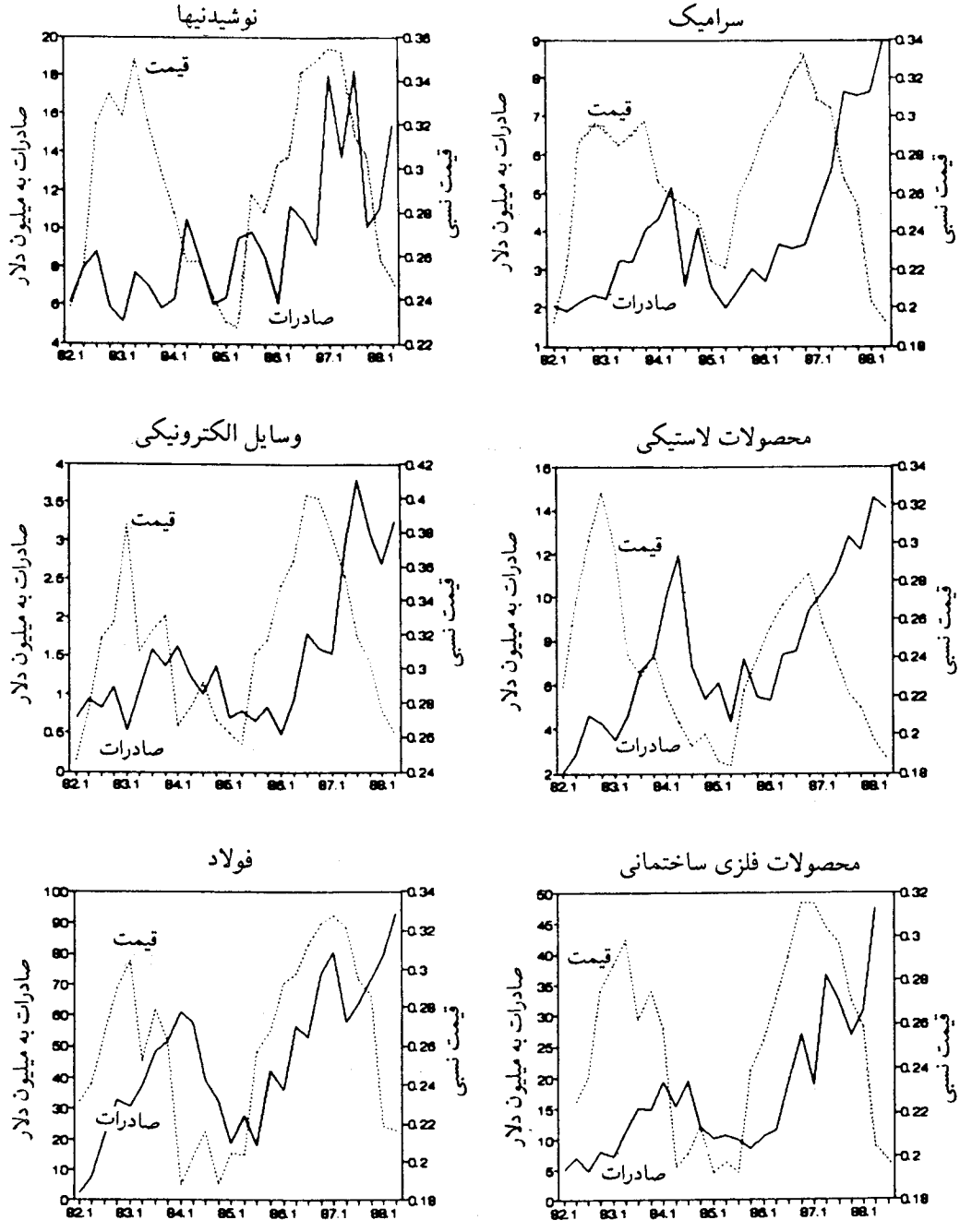
۱. مقدمه

در نیمهٔ دوم دههٔ ۱۹۸۰، شاهد افزایش چشمگیر در صادرات مکزیک بودیم: ۴۳ درصد در سال ۱۹۸۶، ۴۰ درصد در سال ۱۹۸۷ و حدود ۱۷ درصد در سال ۱۹۸۸. سریهای زمانی مربوط به شش بخش تولیدی، به طور جداگانه در شکل ۱، نشان داده شده است. به نظر می‌رسد که بیشتر این

---

* William F. Maloney; and Rodrigo R. Azevedo (1995). Trade Reform, Uncertainty, and Export Promotion: Mexico 1982-88. *Journal of Development Economics.* Vol. 48, pp. 67-89.

*کارشناس مرکز مدارک اقتصادی - اجتماعی و انتشارات سازمان برنامه و بودجه



شکل ۱. سریهای صادرات چند بخشی منتخب در مکزیک

افزایش را می‌توان به ۴۰ درصد کاهش در ارزش پزو در مقابل دلار در سال ۱۹۸۵، نسبت داد. واکنش صادرات به این کاهش ارزش در سال ۱۹۸۵، نسبت به تغییر مشابه در سال ۱۹۸۲، بیشتر و طولانی‌تر بود. به نظر کوهن (Cohen, 1989)، این امر، بیانگر نوعی شکست ساختاری در رابطهٔ قیمت - صادرات می‌باشد یا اینکه سایر عوامل قیمتی غیر مربوط، وارد تابع عرضهٔ صادرات شده‌اند.

در این مقاله، دو عامل مذکور در رابطه با برنامهٔ اصلاحات شروع شده در سال ۱۹۸۵ بررسی می‌شود.[1] اولاً تأثیر مستقیم اقدامات آزادسازی، باعث افزایش دسترسی به داده‌های واسطه‌ای وارداتی به صنعت و کاهش هزینه آنها شد. در یک دورهٔ دو ساله، ۱۹۸۵-۱۹۸۷، دولت دلا مادرید[2]، نسبت به تجدید ساختار بخش خارجی اقدام کرد که در هدفهای اصلاحات، تنها در اصلاحات شیلی در اواسط دههٔ ۱۹۷۰، سابقه داشت. مجوز واردات به یک چهارم سطح قبلی کاهش یافت، در حالی که تعرفه‌های وارداتی با رقم بالا، ۵۰ درصد کاهش یافت و تعرفه‌ها یکسان شد. از لحاظ نظری، این امر می‌بایست قابلیت رقابت بخش صادرات را افزایش می‌داد.

ثانیاً همراهی تعهد دولت به ارتقای صادرات و با کاربرد سیاستهای مربوط به تعرفه‌های گمرکی و نرخ تبدیل ارز، ریسک فعالیت در خارج را نسبت به فعالیت در بازار داخلی کاهش داد. همان طور که اُرتیز می‌گوید: این تعهد، با تکانهٔ نفتی اوایل سال ۱۹۸۶ تأیید شد. این تکانه، باعث جلب توجه فوری دولت به حفظ موازنهٔ پرداختها به جای مهار تورم شد.[3] ترغیب توافقنامهٔ تجارت آزاد آمریکا - مکزیک و تقاضا برای الحاق به گات با هدف روشن کاهش عدم اطمینان مربوط به محدودیتهای تجاری آمریکا، نیز نشانه‌ای از یک تعهد بلندمدت‌تر نسبت به حفظ سیاست صادرات‌گرایی بود. در همین زمان، قابلیت پیش‌بینی بازار داخلی کمتر شد. تکانه شدید نفتی در سال ۱۹۸۶ که برابر ۶/۵ درصد محصول ناخالص داخلی بود، نیاز زیادی به تعدیل مجدد داشت. محصول ناخالص داخلی، ۳/۸ درصد کاهش یافت و تورم به بالاترین حد تاریخی خود رسید و از حدود ۶ درصد در سالهای ۱۹۷۵-۱۹۸۱ به تورم توأم با رکود تبدیل شد. این کاهش نسبی در ریسک تولید برای بازار خارجی در مقایسه با بازار داخلی، باعث شد که جذابیت صادرات بیشتر شود.

---

۱. برای مرور بیشتر، نگاه کنید به: Buffie, 1990; Dornbusch, 1988; Ortiz, 1991.

2. De La Madrid

3. Ortiz, 1991, p. 288.

برای شرح این دو موضوع، ما یک مدل از یک بنگاه ریسک گریز که در دو بازار فعالیت می‌کند و در آن بازارها، درآمدها و قیمتهای تعدیل شده برای تمام هزینه‌های مبادلات کالاهای واسطه‌ای، در زمان ایجاد تعهد تولید و صادرات، با عدم اطمینان مواجه است، استفاده کرده‌ایم. گرچه تعداد زیادی از نویسندگان، تأثیر عدم اطمینان در نرخ تبدیل ارز را روی صادرات، مطالعه کرده‌اند، این مطالعه، اولین برخورد احتمالی با مسئله یک بنگاه که هم یک سطح تولید و هم توزیع آن بین بازارهای داخلی و خارجی را انتخاب می‌کند می‌باشد که موضوع اصلی بسیاری از مدلهای تعادل نسبی تجاری است.[1] در این مطالعه، نشان می‌دهیم که تفاوتهای بین واریانس درآمدها، متضمن غیرقابلیت جانشینی بین بازارهاست که باعث می‌شود، بنگاهها به جای آنکه تنها قیمتهای نسبی را مانند روش سنتی در نظر بگیرند، به بازده نسبی مورد انتظار تعدیل شده برای ریسک، در تصمیمگیری توجه کنند. علاوه بر آن، همان طور که پاردیس (Paredes, 1989) ذکر می‌کند، با توجه به متنوع کردن صادرات، مدیران عقلایی می‌بایست، کوواریانس بین بازده بازار داخلی و خارجی را در تصمیمگیری صادرات در نظر بگیرند. گرچه این امر به نظر می‌رسد که قابل قبول باشد، اما، در نظر گرفتن کوواریانس در تحلیل، با توجه به تأثیر تغییرات در هزینه‌های نهایی که ناشی از آزادسازی واردات یا تغییرات در دستمزد واقعی است، به ایجاد بعضی نتایج نامعقول منجر می‌شود.

با استفاده از داده‌های تولید برای صادرات در سطح بنگاه و با استفاده از فنون پویا، مدلی را برآورد می‌کنیم. برای استخراج سریهای واریانس و کوواریانس مورد انتظار، از روش بای گارچ[2]، از پیشرفتهای اخیر در اتورگرسیو، استفاده کرده‌ایم. همچنین، از آزمونهای جدید لوین و لین (Levin and Lin, 1992) برای آزمون یک ریشه‌ای غیرثابت در نمونه، استفاده شده است.

---

۱. به عنوان چند مثال، نگاه کنید به: Katz et al., (1982); Hooper and Kohlhagen (1978); Paredes (1989); De Grauwe (1988). در بررسی جامع تأثیرات درآمد و قیمت در تجارت خارجی که توسط گلدستین و خان (Goldstein and Khan, 1990) در کتاب راهنمای اقتصاد بین‌المللی ارائه شد، از کوششهای انجام شده در ملحوظ داشتن عدم اطمینان قیمتی، در تصمیمات تولید و صادرات، هیچ ذکری نشد. در متون سازمان صنعتی نیز مسائل قیاسی مطالعه نشد. برای مثال، کتاب راهنمای سازمان صنعتی را ببینید. کوز (Coes) عدم اطمینان در هر دو بازار را در یک مدل بسیار کلی معرفی کرد، اما فرض کرد که تولید کل را عوامل خارجی تعیین می‌کنند.

2. Bi - GARCH

۲. تصمیمات تولید و صادرات در یک مدل با توجه به عدم اطمینان قیمتی در دو بازار و کوواریانس

دو دههٔ گذشته، زمان تشخیص اهمیت عدم اطمینان در رفتار صادرات بوده‌است.[۱] ریسک‌گریزبودن تولیدکنندگان، به ویژه در جهان در حال توسعه، قابل توجیه است. اغلب مدیران، مالکانی هستند که سهم بزرگی از سرمایه آنها در مؤسسه به کار گرفته شده است. در صورت نبود بازارهای کامل سرمایه، حتی سهامداران غیرمدیر قادر به حذف تمام ریسک از طریق تنوع به طوری که سطح سود و تغییرات آن برای آنان مطلوب باشد، نیستند. این حالت متغیر از منابع متعددی نشأت می‌گیرد. جابه جایی زیاد در ستانده و قیمتها که در بسیاری از کشورهای در حال تعدیل در دهه ۱۹۸۰، قابل مشاهده است، عدم اطمینان بی‌سابقه‌ای در مورد دولت و آیندهٔ بازار داخلی، برای کار آفرینان ایجاد کرد. فعالیت در خارج از مرزهای کشور نیز مقتضی انواع ریسک است. در کشورهای صنعتی، امکانات وسیعی برای کاهش ریسک صادرکنندگان ایجاد شده است. این امکانات و مؤسسه‌ها در کشورهای کمتر توسعه یافته وجود ندارند: به طور کلی، هیچ بازار مبادلهٔ ارز وجود ندارد که تغییرات پولی غیرمنتظره را جبران نماید. بانکهای صادرات و یا واردات برای تضمین پرداخت طرف خارجی قرارداد یا معاملات سلف برای تثبیت قیمت کالاها وجود ندارند. حتی اگر در کشورهای کمتر توسعه یافته، چنان مؤسسه‌هایی وجود داشتند، عموماً، صادرات بر یک مبنای امانت سپاری کالا انجام می‌شده است و کالاها بدون توجه به قیمت و مقدار، به طور مقطعی براساس شرایط کوتاه‌مدت بازار خارجی و سیاستهای تجاری متغیر دولت فروخته می‌شده است. تولیدکننده در مواجهه با عدم اطمینان اجتناب‌ناپذیر در هر دو بازار و قبل از آنکه بازده معلوم باشد، باید سطحی از تولید و بازار موردنظر را انتخاب نماید.

مقدار واقعی بازده یک واحد فروخته شده در بازار خارجی را P_f تعیین کردیم که تابعی از قیمت

---

۱. آبرامز (Abrams, 1980)، کاشمن (Cushman, 1983, 1986, 1988)، دی گراو (De Grauwe, 1988)، کنن و رودریک (Kenen and Rodrik, 1984)، کُـریی و لسـتراپس (Koray and Lastrapes, 1989) و تـارزیی (Thursby, 1987)، در مطالعات تجربی خود، با بررسی داده‌های کشورهای صنعتی در دورهٔ نرخ شناور، نشان دادند که واریانس نرخ ارز - تأثیر منفی زیادی روی جریان تجاری دارد. پوزو (Pozo, 1992) رابطهٔ مشابهی را در رابطهٔ تجاری انگلیس و آمریکا در سالهای ۱۹۰۰ تا ۱۹۴۰ مشاهده کرد. کوز (Coes, 1981) نشان داد که در برزیل پس از انتقال از پول شناور به یک حالت قابل پیش‌بینی‌تر، با ثبات و خزنده، صادرات افزایش یافت. پاردیس (Paredes, 1989) رابطه منفی بین نوسان نرخ ارز و کشش صادرات در آمریکای لاتین را گزارش نمود.

کالا به ارز خارجی، نرخ تبدیل ارز، تعرفه‌های پرداخت شدهٔ داخلی و خارجی، هزینه‌های حمل و نقل و غیره، می‌باشد. P_d بیانگر بازده به دست آمده در بازار داخلی است، اگر فرض کنیم که

$$P_d , P_f \sim N(\mu_d , \mu_f , \sigma_d^2 , \sigma_f^2 , \sigma_{df}), \qquad (۱)$$

توزیع آنها را می‌توان به وسیلهٔ گشتاور اول و دوم، کاملاً خلاصه نمود.[۱] پس ازکاشمن و پاردیس، در بین سایر کسانی که از تابع مطلوبیت منفی نمایی استفاده کرده‌اند، ساندمو (Sandmo, 1971) می‌باشد. قیاس دو بازار در مسئله تولید در وضعیت عدم اطمینان در قیمت، راکه وی ارائه داده، عبارت است از:

$$\max_{\{x_d , x_f\}} E [U (\pi)] = \max_{\{x_d , x_f\}} \{\alpha - \beta \exp [-\gamma\pi + \frac{\gamma^2}{2} \sigma_\pi^2]\} \qquad (۲)$$

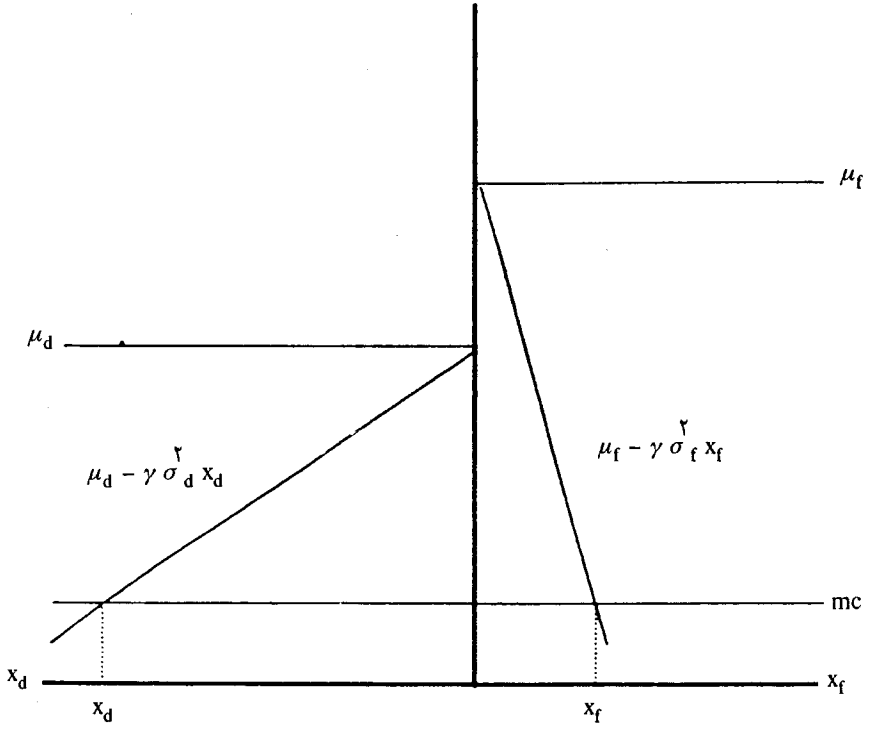
به طوری که بنگاه، با انتخاب سطحی از تولید x و تخصیص آن بین بازار داخلی، x_d و بازار خارجی x_f، مطلوبیت مورد انتظار از سود π را حداکثر می‌کند. γ، عبارت است از ضریب ریسک گریزی. برای حداکثرکردن، از روش زیر نیز می‌توان استفاده کرد:

$$\max_{\{x_d , x_f\}} (x_d \mu_d + x_f \mu_f) - \frac{\gamma}{2} (x_d^2 \sigma_d^2 + x_f^2 \sigma_f^2 + 2x_d x_f \sigma_{df}) - c(w, P_m) (x_f + x_d) \qquad (۳)$$

حداکثرکردن سطح تولید، مستلزم انتخاب یک سطح تولید و سهمیه‌بندی بهینه در بازارها برای هدایت کالاها می‌باشد. عبارت اول، نمایانگر بازده موردانتظار است و عبارت دوم، مقدار ریسک را نشان می‌دهد که تابعی است از ضریب ریسک گریزی و واریانس سهمیه‌بندی بازارها. که این به نوبت به سه چیز بستگی دارد: واریانس هر بازده، کوواریانس دو بازده و مقدار ستانده اختصاص داده شده به هر بازار. به طورکلی، افزایش در تولید برای هر دو بازار، به افزایش کل واریانس بازار

۱. با فرض توزیع نرمال، احتمال وقوع یک بازده منفی را می‌پذیریم. در نظرگرفتن هزینه‌های حمل و احتمال عدم پرداخت توسط طرف مقابل و سایر محدودیتهای فروش، امری قابل توجیه است. به تجربهٔ صادرات انگور شیلی به آمریکا، توجه کنید: وقتی که بازرسان آمریکایی مانع ورود محصول شده و باعث فاسد شدن آن شدند، دولت شیلی برای جبران خسارت خود به دادگاه بین‌المللی شکایت کرد.

منجر می‌شود و هزینهٔ هر کدام می‌بایست نسبت به افزایش منتج در سود مورد انتظار هر کدام وزن داده شود. عبارت سوم، کل هزینه‌های تولید را نشان می‌دهد که برای سادگی، ما آن را در ستانده، به طور خطی و تابعی از دستمزد (w) و هزینهٔ مجوز ورود داده‌ها به بازار داخلی (P_m) در نظر گرفته‌ایم.[۱]



شکل ۲. تعادل در حالت عدم اطمینان: هزینه‌های نهایی ثابت، کوواریانس وجود ندارد

از شرایط مرتبه اول برای صادرات، متقارن برای تولید جهت فروش در بازار داخلی، داریم:

$$E\,[U(\pi)]_{xf} = \mu_f - \gamma(x_f\,\sigma_f^2 + x_d\sigma_{df}) - c(w, P_m) = 0 \qquad (۴)$$

۱. اگر هزینه‌های نهایی، افزایشی تلقی شوند، نتیجه تا حد زیادی بدون تغییر باقی می‌ماند. به خصوص، غیرمعقول‌ترین نتایج همچنان وجود خواهد داشت، گرچه این امر در تحلیل، زیاد واضح نباشد. نگاه کنید به: Maloney, 1994.

عبارت دوم، در شرایط مرتبه اول، یک تعبیر معقول دارد و آن اینکه، با توجه به تولید، یک افزایش نهایی در صرف ریسک خواهیم داشت. همان طورکه شکل ۲ نشان می‌دهد، به علت آنکه صرف نهایی ریسک در ستانده افزایش می‌یابد، یک تعادل خواهیم داشت، گرچه هزینه‌های نهایی ثابت فرض شدند.

با حل برای مقدار ستانده ارسال شده برای هر بازار داریم:

$$x_d = \frac{\sigma_f^2 (\mu_d - c) - \sigma_{df} (\mu_f - c)}{\gamma [\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]}, \quad x_f = \frac{\sigma_f^2 (\mu_f - c) - \sigma_{df} (\mu_d - c)}{\gamma [\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]} \qquad (۵)$$

هم جهت با متون قبلی، افزایش در بازده مورد انتظار صادرات، به افزایش صادرات منجر می‌شود. اما واضح است که کاهش در واریانس بازده داخلی نیز تأثیر مشابهی دارد. واریانس بازده، اساساً معرف قابلیت جانشینی ناقص بین بازارهاست تا کالاها. این امر مؤید آن است که عوامل به بازده‌های تعدیل شده برحسب ریسک توجه می‌کنند. گرچه تفاوت قیمتی وجود دارد، بخشی از ستانده احتمال دارد که به هر بازار اختصاص داده شود. همچنین روشن است که نسبت تغییر ستانده هدایت شده به یک بازار خاص به تغییر قیمت، عبارت است از یک تابع معکوس از درجهٔ عدم اطمینان در آن بازار.

گرچه رابطهٔ سنتی بین بازارها از طریق هزینه‌ها را نادیده گرفته‌ایم، بازده و واریانس بازار داخلی، همچنان بر صادرات تأثیر می‌گذارد، اما با علامت معکوس:

$$\frac{\partial x_f}{\partial \mu_d} = -\frac{\sigma_{df}}{\gamma [\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]} \leqslant 0 \quad , \quad \frac{\partial x_f}{\partial \sigma_d^2} = \frac{\sigma_{df} x_d}{[\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]} \geqslant 0 \qquad (۶)$$

به طوری که معادلهٔ (۵) را برای ساده کردن، برحسب x_d به کار برده‌ایم. سازوکار آن از عبارت دوم شرایط نوع اول، مشاهده می‌شود: افزایش در ستانده در بازار داخلی به علت کوواریانس به تغییر ریسک نهایی در بازار صادرات می‌انجامد. در حالت مثبت بودن کوواریانس، بازده تعدیل شده

برحسب ریسک از هزینه‌های نهایی کمتر شده و صادرات کاهش می‌یابد.[۱]

افزایش در کوواریانس، تأثیر زیادی در صادرات دارد که شاید به دلیل افزایش یکپارچگی بازار جهانی باشد. از این رو، داریم:

$$\frac{\partial x_f}{\partial \sigma_{df}} = \frac{\sigma_{df} x_f - \sigma_d^{۲} x_d}{\sigma_d^{۲} + \sigma_f^{۲} - \sigma_{df}^{۲}]} \qquad (۷)$$

از معادلهٔ (۵) می‌دانیم که برای هر مجموعه‌ای از واریانسها و کوواریانسها، این امکان وجود دارد که مجموعه‌ای از بازده‌های متفاوت را در هر بازار تصور کنیم و بدین وسیله مقادیر x_d و x_f که صورت کسر معادلهٔ (۷) را مثبت یا منفی می‌نماید را استخراج کنیم. اگر x_f بزرگ باشد، آن گاه افزایش در کوواریانس، منجر به افزایش زیاد صرف ریسک در بازار داخلی می‌شود که اگر واریانس داخلی، نسبتاً کوچک باشد، نیازمند کاهش زیادی در x_d می‌باشد که این به نوبت می‌تواند به یک کاهش کلی در صرف ریسک در بازار خارجی منجر شده و باعث افزایش صادرات شود. از طرف دیگر، اگر x_f بزرگ نباشد، آن گاه، افزایش صرف ریسک در بازار داخلی، در پاسخ به افزایش کوواریانس کوچک می‌باشد. اگر واریانس داخلی، نسبت به کوواریانس بالا باشد، x_d مقداری کاهش می‌یابد یا در حقیقت، افزایش می‌یابد که تأثیر معکوس روی صرف ریسک بازار خارجی داشته و باعث کاهش x_f می‌شود. به نظر می‌رسد که این نتیجه بیانگر آن باشد که از دید تعادل نسبی، کارآفرینان، تحت شرایطی ترجیح می‌دهند که برابری قدرت خرید کاملاً حفظ نشود و آن گاه افزایش مشارکت در اقتصاد جهانی، می‌تواند یک تأثیر کاهنده روی ستانده داشته باشد.

یک استدلال تا حدی مشابه، نتیجهٔ کاملاً نامعقولی را ایجاد می‌کند. مشتق کل ستانده در مقایسه با هزینه‌ها، همان طور که انتظار می‌رود، منفی است.[۲] اما تأثیر روی تولید برای هر بازار، مبهم

---

۱. همچنین واضح است که اگر نیروهای اختیاری، مانع واریانس منفی نشود، می‌توان یک سهمیه‌بندی با واریانس صفر را ایجاد کرد که تولید را نامحدود نماید. نتایج فریبندهٔ مشابهی نیز برای همبستگی کامل و مثبت وجود دارد که عبارت است از نتیجهٔ تابع مطلوبیت خاص که انتخاب شده است. $\sigma_{df} = \sigma_d \sigma_f$ بیانگر آن است که مخرج کسر معادلهٔ (۵)، صفر می‌باشد و نتیجه نامعین می‌شود. شکل از آنجا ایجاد می‌شود که $\rho = ۱$، رابطهٔ واریانس - بازده، خطی و تابع مطلوبیت نمایی منفی باشد. اگر به جای کوواریانس، ضریب همبستگی، ثابت نگاه داشته شود، در نقطهٔ تماس بی‌نهایت جواب خواهیم داشت و علامت مشتقها، با توجه به واریانس بازده، بدون تغییر باقی می‌ماند.

۲. از آنجا که $\rho < ۱$ است، داریم: $\sigma_d^{۲} + \sigma_f^{۲} - ۲\sigma_{df} \geq \sigma_d^{۲} + \sigma_f^{۲} - ۲\sigma_d \sigma_f = (\sigma_f - \sigma_d)^{۲} \geq ۰$

است و به مقدار نسبی واریانس و کوواریانس بستگی دارد:

$$\frac{\partial (x_f + x_d)}{\partial c} = - \frac{[\sigma_f^2 + \sigma_d^2 - 2\sigma_{df}]}{\gamma [\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]} \leqslant 0 \qquad (۸)$$

$$\frac{\partial x_f}{\partial c} = \frac{\sigma_{df} - \sigma_d^2}{\gamma [\sigma_d^2 \sigma_f^2 - \sigma_{df}^2]} \qquad (۹)$$

اگر واریانس بازده بازار داخلی، کمتر از کوواریانس باشد، با افزایش در هزینه‌های نهایی، صادرات افزایش می‌یابد. دلیل این امر آن است که کاهش لازم در ستانده در پاسخ به افزایش هزینه‌های نهایی، وقتی که در بازار داخلی واریانس پایین است، نسبت به مقدار لازم در حالتی که در بازار خارجی واریانس بالاست، بیشتر می‌باشد. اما از شرایط نوع اول مشخص است که کاهش نسبتاً زیاد در تولید داخلی، از طریق کوواریانس، باعث کاهش صرف ریسک در بازار صادراتی، می‌شود. این امر با جبران بیشتر افزایش هزینه‌ها، به افزایش صادرات کمک می‌نماید. شرایط لازم برای حفظ این نتیجه، در کشوری مورد انتظار است که نرخ تبدیل ارز بی‌ثبات بوده و تغییرات آن کاملاً بین قیمتهای کالاهای قابل صادرات، تسهیم نشده است. واریانسها و کوواریانسهای غیرشرطی بیانگر آن است که این مورد، با وضعیت شش بخش مورد توجه در این مطالعه، مطابقت دارد.

۳. برآورد

یک تقریب لگاریتم خطی به معادلهٔ (۵)، معادله‌ای را به دست می‌دهد که کشش پذیری آن، توابع مرکبی از سایر متغیرهای مدل می‌باشند. بنابراین، یک معادلهٔ عرضهٔ صادرات شامل دو متغیر بازده، دو مقدار واریانس، یک مقدار کوواریانس، تمام مقادیر هزینه‌ای ذی ربط به اضافهٔ همکنشی متقابل برای تمام متغیرها می‌باشد. وقتی که درجات آزادی محدود باشد، در برگرفتن تمام همکنشیهای متقابل برای تمام متغیرها امکانپذیر نیست. از آنجا که علاقه‌مندیم بدانیم، چگونه تغییر در عدم اطمینان و آزادسازی واردات، بر سطوح صادرات و کشش‌پذیری بازده تأثیر می‌گذارد، مبنای بحث، عبارت است از:

$$x_f = \beta_0 + \beta_1 \frac{\mu_f}{\mu_d} + \beta_2 \frac{\sigma_f}{\sigma_d} + \beta_3 \sigma_{df} + \beta_4 \text{ lib} + \beta_5 w + \beta_6 \frac{\sigma_f}{\sigma_d} * \frac{\mu_f}{\mu_d} + \beta_7 \text{ lib} * \frac{\mu_f}{\mu_d} \qquad (۱۰)$$

با توجه به اینکه قیمت و کشش‌پذیری واریانس را مساوی در نظر گرفته‌ایم، این فرمول به ما امکان می‌دهد که معادلهٔ قیمت را که به عنوان یک روش معمول در متون ذکر شده، مورد استفاده قرار دهیم، در حالی که تأثیرات عدم اطمینان و اصلاحات روی سطح صادرات و کشش‌پذیری قیمت را در برداشته باشد.

۳-۱. داده‌ها

وزارت بازرگانی مکزیک، داده‌های مربوط به صادرات بنگاهها و قیمتهای داخلی، از سال ۱۹۸۲ تا نیمه سال ۱۹۸۸، را گردآوری کرد. با توجه به اینکه تغییرات نرخ تبدیل ارز، تغییرات قیمت خارجی را در برگرفته بود، از آن به عنوان نمایانگر قیمت اسمی خارجی در نظر می‌گیریم. از آنجا که افزایش صادرات در سطح بنگاه یا بخشی، تأثیر کمی برنرخ تبدیل ارز دارد، وجود انحراف متفارن در برآورد یک معادله‌ای معادلهٔ (۱۰)، غیر محتمل است.

برای بیان عدم اطمینان نسبی در هر کدام از بازارها، متغیر بودن بازده در هر بازار را در نظر می‌گیریم. در اکثر مطالعات قبلی، برای نشان دادن عدم اطمینان در بازار خارجی، از مقادیر غیرشرطی واریانس: روش برآورد غلتان و روش صافی کالمن[1] استفاده شده است. اما در متون اخیر اقتصادسنجی مربوط به واریانس ناهمگن شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته (گارچ)[2]، مانند انگل و بولرسلو (Engle, 1982; Bollerslev, 1985)، یک روش کارآ، برای ایجاد سری واریانس و کوواریانس مورد انتظار ارائه شده است. در پیوست الف، تئوری و نتایج مدلهای دو متغیرهٔ گارچ، برای هر کدام از بخشها، به طور مفصل شرح داده می‌شود. به طور کلی، همان طور که انتظار می‌رفت، نرخ مبادلهٔ ارز، نسبت به بازده داخلی کاهش یافته است، اما کوواریانس، در حالی که تغییرات‌زیادی را نشان می‌دهد، در دو دورهٔ بعد از آزادسازی، به مقدار زیادی افزایش نیافته است.

با توجه به اینکه مقادیر و قیمتهای کالاهای واسطه‌ای وارد شده در سطح بنگاهها، در دسترس نبود، از درصد کالاهایی که تحت لیسانس وارد شده بود، به عنوان بیانگر متغیر آزادسازی استفاده شد. در نهایت، به دلیل بی‌ثباتی متغیر اسمی دستمزد، معادله برحسب مقادیر واقعی برآورد شد و از یک تبدیل استفاده شد که تنها بر متغیر دستمزد و محاسبهٔ واریانسهای شرطی تأثیر داشت، از این

1. Kalman Filtering
2. GARCH = Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

رو، بازده‌های ذی ربط یک نسبت هستند. اطلاعات بیشتر در مورد داده‌های به کار رفته، در پیوست ب آمده است.

۳-۲. ناپایداری در نمونهٔ مورد مطالعه

در گذشته، امکان تشخیص موارد ناپایدار و همبستگی کاذب در یک نمونه، وجود نداشته است. موضوع مورد توجه در متون قدیمی که از گرانجر و نیوبولد (Grunger and Newbold, 1974) شروع می‌شود، آن بود که یک سری زمانی یک جزء ثابتی در خود دارد که ممکن است تغییرات تصادفی نیز داشته باشد.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \,,\ \rho = 1 \qquad (11)$$

وقتی براساس یک سری انتگرال رگرسیون بگیریم، احتمال رسیدن به یک همبستگی کاذب وجود دارد، به طوری که فرض صفر که به معنای نبودن رابطه می‌باشد، اغلب رد می‌شود. در یک مقاله که به تازگی ارائه شده، لوین و لین (Levin and Lin, 1992)، تئوری لازم را برای کاربرد ابزاری که معمولاً در تحلیل سری زمانی در مورد یک نمونه، مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارائه دادند.[1] آنها نشان دادند که آزمون استاندارد دیکی - فولر[2]،

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 y_{it} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2+j} \Delta y_{it-j} + \eta_i + \varepsilon_{it} \qquad (12)$$

به آسانی به حالت یک نمونه تبدیل می‌شود که در آن β_0، یک مقدار ثابت، t یک روند، $\beta_2 = (\rho - 1)$ و η_i تأثیر ثابت خاص فردی، می‌باشد. در نمونه‌های با اندازهٔ متوسط و با وجود مقدار ثابت و سری زمانی یا با وجود تأثیرات ثابت خاص انفرادی، یک اریبی قوی در نمونهٔ کوچک نشان داده شده که توان آزمون را در برابر شقوق پایدار، کاهش می‌دهد. در این موارد، مقادیر

۱. آنها نشان دادند که برآورد کنندهٔ رگرسیونی نمونه، با وجود یک جزء ثابت، کاملاً سازگار است و نسبت به حالت پایداری داده‌های نمونه، همگرایی سریعتر دارد و این برعکس خاصیت مجانبی برای یک سری زمانی است که یک توزیع نرمال محدود دارد.

2. Dicky - Fuller

بحرانی مربوطه، هم به سری زمانی و هم به ابعاد مقطع عرضی نمونه بستگی دارد. لوین و لین، آنها را براساس شبیه‌سازی مونت کارلو تنظیم کردند.[۱]

جدول ۱. آزمون یک ریشه‌ای لوین و لین در نمونه: روش بهبود یافتهٔ دیکی - فولر با مقدار ثابت و روند p=۴

بخشی	مقدار بحرانی ۱٪	صادرات β_2	قیمت واقعی β_2
نوشیدنیها	-۳/۴۴	-۸/۳۰	-۸/۰۵
سرامیک	-۳/۴۴	-۸/۵۰	-۸/۸۰
وسایل الکترونیکی	-۳/۴۴	-۳/۵۲	-۹/۳۴
محصولات لاستیکی	-۳/۹۶	-۵/۶۵	-۶/۷۳
فولاد	-۳/۴۴	-۵/۶۷	-۱۲/۸
محصولات فلزی ساختمانی	-۲/۸۳	-۷/۰۱	-۲۰/۵

جدول ۱، مقادیر β_2را برای داده‌ها، با استفاده از معادلهٔ (۱۲) به دست می‌دهد. تمام سریهای صادرات، با وجود یک جزء ثابت، با ثبات به نظر می‌رسند. $\beta_2=0$در سطح یک درصد رد شد و این یافته با این حقیقت تأیید می‌شود که اولین تصریح کنندهٔ تفاوت در اکثر بخشها، بیانگر تفاوت بسیار زیاد می‌باشد که با آمار دوربین - واتسون،[۲] نزدیک ۳ می‌باشد.[۳] البته این امکان وجود دارد که با استخراج یک روند زمانی خطی، بتوان سریهای صادرات را با ثبات کرد. یک روند زمانی، درون خودش فاقد محتوای اقتصادی است در حالی که برعکس، هر دو متغیرهای لیسانس و دستمزد نیز قویاً با زمان دارای روند بودند و یک پشتوانهٔ تئوریک وجود دارد که این دو متغیر در تغییرات صادرات تأثیر داشته‌اند. جدول ۲، آزمونهای فیلیپس - پرون[۴]، برای متغیرهای قیمتی ذی‌ربط را ارائه می‌نماید.

---

۱. در مقایسه با حالت یک سری، شبیه‌سازی، افزایش زیادی در توان آزمون، حتی در نمونه‌های کوچک ایجاد می‌کند (n = ۱۰, ۲۵).

2. Durbin-Watson

۳. معمولاً تقریب توابعی مانند معادلهٔ (۵)، اولین اختلاف را به شکل لگاریتمی ارائه می‌دهد، اما مقدار بالای دوربین - واتسون، مانع این امر می‌شود، بدین روی، حکم را به داده‌ها می‌سپاریم. در این موارد، توابع هزینه و مطلوبیت، فقط مثال هستند و نه حالات کلی و تقریب، قابل قبول به نظر می‌رسد.

4. Phillips-Peroon

جدول ۲. آزمون فیلیپس-پرون برای یک ریشه در سریهای قیمتی ذی‌ربط الف

آماره	PER	RP22	RP41	RP45	RP46	RP4959	RP53	مجانب
n	۹۱	۹۱	۹۱	۹۱	۹۱	۹۱	۹۱	
۱	۵	۶	۱	۲	۶	۳	۱	
$z(1)$	-۸/۰۷	-۲۶/۳۱	-۸/۶۷	-۳/۷۱	-۲۹/۳۳	-۱۶/۱۹	-۴/۹۸	-۱۱/۲۰
$\tau(1)$	-۲/۱۷	-۳/۹۲	-۲/۲۹	-۱/۰۳	-۴/۱۶	-۲/۸۵	-۱/۳۹	-۲/۵۷
Φ_1	۲/۳۹	۷/۶۷	۲/۸۷	۰/۸۵	۸/۶۴	۴/۱۲	۱/۰۱	۳/۷۸
$z(2)$	-۸/۵۳	-۲۸/۵۳	-۲۲/۶۲	-۴/۱۹	-۲۹/۳۲	-۱۸/۴۴	-۴/۲۱	-۱۸/۲۰
$\tau(2)$	-۲/۰۱	-۴/۲۴	-۳/۵۵	-۱/۱۶	-۴/۱۳	-۳/۰۹	-۱/۱۹	-۳/۱۳
Φ_2	۱/۶۰	۶/۰۹	۴/۳۹	۰/۹۴	۵/۶۹	۳/۲۶	۱/۱۱	۴/۰۳
Φ_3	۲/۳۷	۹/۱۳	۶/۳۶	۱/۰۹	۸/۵۳	۴/۸۴	۱/۶۳	۵/۳۴

الف) آزمون آماری فیلیپس - پرون، فرضیهٔ صفر: Y_t غیر ثابت است را آزمون می‌کند. برای مثال، Y_t محتوی یک ریشه‌ای در مقابل حالت ثابت است، که بر مبنای یک معیار ناپارامتری در سری به کار رفته برای رگرسیونهای فرعی زیر قرار دارد:

$$(۱) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

و

$$(۲) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t$$

که در آن ε_t به عنوان اغتشاش خالص گوسی فرض شده است. هر آماره، به طور مشخص مواردی را آزمون می‌کند:

۰ = α_1: z(i) در (i)، ۲ و ۱ = i با آمارهٔ محاسبه شده به عنوان $N\alpha_1$.

۰ = α_1: τ_i در (i)، ۲ و ۱ = i با آمارهٔ محاسبه شده به عنوان نسبت t.

۰ = α_1 = α_0: Φ_1 در (۱) با آمارهٔ محاسبه شده به عنوان یک آزمون F برای انحراف صفر.

۰ = α_1 = α_2: Φ_2 در (۲) با آمارهٔ محاسبه شده به عنوان یک آزمون F برای انحراف صفر.

۰ = α_1 = α_2 = α_0: Φ_3 در (۲) با آمارهٔ محاسبه شده به عنوان یک آزمون F برای انحراف غیرصفر.

عمل تصحیح شامل تبدیل آماره‌ها از رگرسیون فرعی، به طوری است که همبستگی پیاپی از توزیع مجانبی آماره حذف شود. این امر با استفاده از ماتریس کوواریانس سازگار نیوی - وست (Newey-West, 1987)، با یک برش مقطعی برای مشخص کردن ترتیب همبستگی پیاپی، انجام می‌شود. در اینجا، برش مقطعی با توجه به ترتیب بزرگترین شکاف در تابع خود همبستگی اولین سری تفاضلی، انتخاب شده است. آمارهٔ به دست آمده، همان مقادیر بحرانی را دارد که آزمون استاندارد دیکی - فولر (Dickey, 1976; Dickey and Fuller, 1981; Guilkey and Schmidt, 1989) به دست می‌دهد. برای بررسی جزئیات، نگاه کنید به آثار فیلیپس و پرون (Phillips, 1987; Perron, 1988; Phillips and Perron, 1988).

۳-۳. فرایند تخمین

برای بیشینه کردن درجهٔ آزادی، برای شش بخش، در مواردی که تحلیل جغرافیایی نشان می‌داد که بنگاهها در طول دوره، نسبتاً مشابه عمل می‌کنند، داده‌های مربوط به سطح بنگاه را با استفاده از یک برآوردکننده با تأثیر ثابت، بررسی کردیم. برآوردکنندهٔ یا تأثیر ثابت، با حذف انحرافات متوسطهای زمانی برای اجتناب از اریبی ناشی از تأثیرات احتمالی انفرادی مشاهده نشدهٔ همبسته با متغیرهای توضیح دهندهٔ متفاوت بین بنگاهها، داده‌ها را تبدیل می‌نماید (نگاه کنید به: Hsiao, 1990). به طور ضمنی فرض شده است که ضریبها بین تمام مقاطع عرضی درون بخش یکسان است، اما امکان دارد که مقادیر ثابت، برحسب بنگاه متفاوت باشد.

به طور ایدآل، می‌توان با در نظر گرفتن شش تأخیر، به طور همزمان در هفت متغیر، در آزمون به نتیجهٔ محافظه کارانه‌تری رسید. مشکل محدودیت درجهٔ آزادی، وقتی که در بررسی یک نمونه، پویایی نیز در نظر گرفته شود، مشکلات بیشتری را ایجاد می‌نماید. هر تأخیر اضافی بیانگر از دست‌دادن یک درجه آزادی برای هر مقطع عرضی در نمونه می‌باشد.[۱] بنابراین، یک فرایند متوالی اضافه کردن متغیرها را ادامه داده و تمام برآوردهای مربوط به متغیر قیمت نسبی، با شش تأخیر فصلی شروع شدند. مقداری ساختار اضافی موردنیاز بود، اما همان طور که در سریهای زمانی معمول است، درجهٔ بالایی از هم خطی بودن بین تأخیرها، امکان می‌دهد که تأخیرهای مهم تشخیص داده شوند، اما مانع برآورد دقیق آنها می‌شود. تحلیلهای گرافیکی و اقتصادسنجی نشان می‌دهد که اغلب، علامات منفی و معدود اولیهٔ در تأخیرهای قیمتی مهم نبود و به صفر محدود شدند و به طور ثابت یک تأخیر معنی‌دار، مشاهده شد.[۲] در این بررسی، ما سه تأخیر متوالی را گرفته و شش تأخیر از واریانس را اضافه کردیم و فرایند را آن قدر تکرار کردیم تا یک بیان رضایتبخش برای تمام متغیرهای غیرهمکنش به دست آمد.

---

۱. راتس ۳-۱۱ (RATS 3.11) یکی از معدود برنامه‌های سری زمانی است که قادر است پویایی را در نمونه اعمال نماید. از آنجا که مقاطع عرضی از یک سری زمانی طولانی انتخاب شده‌اند، نمی‌توان آنها را به عنوان مشاهدهٔ یک تأخیر یا فاصله از مقطع عرضی قبلی، در نظر گرفت و ارزش داده‌های مفقوده را به آن داد و آن را حذف نمود. بنابراین، هر تأخیر بیانگر از دست دادن n درجهٔ آزادی است.

۲. در این مورد می‌توان نوعی تقدم اطلاعاتی در ساختار تأخیر، اعمال کرد. همان طور که در توزیع هندسی یا چند جمله‌ای تأخیر، این امر معمول است. محدودیت اولین تأخیرها به صفر را می‌توان به عنوان تأخیر خالص تلقی نمود و در متون مهندسی به مفهوم آن است که با وقوع یک تکانه، تا چند دوره بعد، هیچ تأثیری ظاهر نمی‌شود.

در این قسمت، آزمون استاندارد چاو[1] برای آزمون شکست ساختاری در پارامترها، می‌توانست مفید باشد، اما با توجه به درجات آزادی استفاده شده در تأخیر ساختاری متغیرهای موجود، امکان تقسیم نمونه به دو قسمت مساوی ممکن نبود و به جای آن تمام متغیرهای همکنش و آنهایی که هنگام نگهداری، مهم تشخیص داده شده بودند و بنا به تعریف، شواهد شکست ساختاری هستند، به تأخیر انتخاب شده برای متغیر قیمت اضافه شدند. در مواردی که همبستگی پیاپی نوع اول مشاهده شد، از روش تصحیح استاندارد کوچرنی - ارکات[2] استفاده کردیم.[3] ساختارهای تأخیری منتج، به طور قابل قبولی به تغییر در مشخصات منجر شد.

مشخصات حمایت‌کنندهٔ مدل در تمام بخشها با متغیرهای کلیدی با علامت درست و با مقادیر سازگار با انتظارات، به طور با معنی ظاهر شدند (به جدول ۳ نگاه کنید). قدرت کلی تشریح از حدود ۲۰ درصد برای فولاد تا ۵۰ درصد در محصولات لاستیکی، متغیر بود. در تمام بخشها، متغیر بازده مربوطه، با معنی ظاهر شده و اغلب با مقادیر بالاتر از ۲، اثبات می‌کنند که تغییرات مربوط به بازده در سطح بنگاه، در ترغیب صادرات مؤثر بوده است. مقدار واریانس شرطی مربوط بالاست و با علامت پیش‌بینی شده در تمام بخشها، نشان می‌دهد که مدل عدم اطمینان، چارچوب معقولی برای کار کردن می‌باشد و به طور همکنش با متغیر قیمت در دو بخش ظاهر می‌شود. در بخش نوشیدنیها، علامت مشاهده شده، عکس آن چیزی بود که پیش‌بینی شده بود. به طور کلی، به نظر می‌رسد که کشش‌پذیری بازده در طی زمان ثابت باشد.

در نیمی از بخشها و در کل نمونه، به شواهدی برخوردیم که نشان می‌داد که کاهش در لیسانس به افزایش در صادرات می‌انجامد، به طوری که یک درصد کاهش در درصد محصولات لیسانس‌شده، به حدود ۰/۳ تا ۱/۵ درصد افزایش در صادرات منجر می‌شود. همچنین به نظر می‌رسد که کاهش در دستمزد واقعی، تأثیر ترغیبی روی نصف بخشها دارد، به طوری که با یک درصد کاهش در دستمزد، حدود ۲ تا ۵ درصد افزایش در صادرات ایجاد می‌شود. اینکه تنها در حالت تلفیق، متغیرهای اخذ لیسانس و دستمزد، به طور مشابه، قوی ظهور کردند، بیانگر درجهٔ بالایی از همبستگی بین آنها و مشکل تفکیک تأثیر نسبی آنها می‌باشد.

---

1. Chow
2. Cochrane-Orcutt

۳. ادعای هندری (Hendry) مبنی بر اینکه تبدیل کوچرن - ارکات، متضمن وجود یک عامل مشترک است که باید آزمون شود اما مفروض نشده، صحیح است اما تکنولوژی موجود در راتس (RATS) ما را به استفاده از اولین تفاوتها یا مشخصات AR1 محدود کرد.

جدول ۳. عدم اطمینان در توابع عرضهٔ صادرات: برآورد مربوط به داده‌های نمونهٔ مکزیک ۱۹۸۲-۱۹۸۸

بخش	مشخصه	قیمت نسبی		واریانس نسبی		کوواریانس		لیسانس		دستمزد واقعی		واریانس RP		Rho	R^2	DW
		ضریب	تأخیر	ضریب	تأخیر	ضریب	تأخیر	ضریب	تأخیر	ضریب	تأخیر	ضریب	تأخیر			
همه بنگاهها (B = ۴۶, t = ۲۶)	انحراف معیار	۱/۳۸(۲/۳۱)	۳	-۰/۱۵(-۲/۵۷)	۲	-۰/۰۱(-۲/۵۳)	۳	-۰/۸۰(-۳/۵۹)	۲			-		۰/۵۴(۱۸/۶۵)	۰/۲۹	۲/۰۸
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۱/۰۹(۱/۸۶)	۳	-۰/۰۹(-۱/۶۴)	۲	-۰/۰۱(-۲/۶۵)	۳	-۰/۴۱(-۱/۷۴)	۲	-۰/۰۹(-۴/۶۷)	۲	-		۰/۵۲(۱۷/۵۷)	۰/۳۱	۲/۰۹
نوشابه‌ها (B = ۴۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۰/۷۴(۱/۹۳)	۰	-۰/۲۳(-۳/۰۱)	۰	-		-۰/۳۲(-۳/۷۰)	۱	-		۰/۰۰۴(۲/۹۹)	۲	-	۰/۲۸	۱/۸۲
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۱/۱۰(۲/۷۳)	۰	-۰/۲۳(-۳/۱۱)	۲	-۰/۰۱(-۲/۶۸)	۱	-		-		۰/۰۰۴(۳/۱۲)	۲	-	۰/۱۹	۱/۸۸
محصولات لاستیکی (B = ۳۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۲/۹۵(۱/۵۸)	۳	-۰/۷۶(-۲/۷۸)	۲	-		-۰/۸۳(-۲/۱۱)	۰	-		-۰/۱۱(-۱/۷۲)	۳	۰/۴۲(۳/۵۷)	۰/۴۹	۲/۰۹
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۳/۷۲(۲/۰۷)	۳	-۰/۵۶(-۲/۴۴)	۲	-		-		-		-۰/۱۳(-۲/۱۸)	۲	۰/۴۰(۳/۳۰)	۰/۳۸	۲/۰۹
سرامیک (B = ۶۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۳/۲۳(۲/۵۷)	۳	-۰/۲۴(-۲/۲۶)	۲	-۰/۰۹(-۲/۲۲)	۳	-		-۲/۴۳(-۲/۶۱)	۳	-		۰/۶۳(۸/۹۶)	۰/۴۷	۱/۸
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۲/۷۳(۲/۱۹)	۳	-۰/۲۵(-۲/۳۱)	۲	-۰/۱۱(-۲/۴۷)	۳	-		-۱/۸۲(-۱/۹۸)	۳	-		۰/۶۲(۸/۸۳)	۰/۴۲	۱/۸۹
فولاد (B = ۷۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۳/۰۳(۲/۲۲)	۱	-		۰/۰۱(۱/۸۶)	۱	-		-۴/۵۱(-۳/۶۸)	۲	-		۰/۴۷(۴/۸۶)	۰/۲۱	۱/۸۳
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۲/۹۷(۲/۱۲)	۱	-		۰/۰۱(۱/۸۴)	۱	-		-۴/۵۱(-۳/۰۵)	۲	-		۰/۴۷(۵/۱۱)	۰/۲۱	۱/۸۳
محصولات فلزی ساختمانی (B = ۲۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۳/۸۶(۳/۰۰)	۰	-۰/۶۳(-۳/۲۴)	۳	۰/۰۴(۲/۲۷)	۱	-		-۱/۷۹(-۱/۸۰)	۳	-		۰/۵۳(۱۲/۴۹)	۰/۳۷	۲/۱۱
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۳/۱۰(۲/۵۷)	۰	-۰/۶۴(-۳/۴۹)	۳	۰/۰۴(۳/۰۲۰)	۱	-		-		-		۰/۵۳(۱۲/۴۸)	۰/۳۳	۲/۱۱
وسایل الکترونیکی (B = ۶۰, t = ۲۶)	انحراف معیار	۴/۶۷(۱/۸۳)	۳	-		-۰/۰۱(-۲/۲۷)	۳	-۱/۵۲(۲/۴۴)	۱	-		-		۰/۳۹(۴/۸۷)	۰/۳۱	۲/۰۷
	تعدیل شده براساس تولید ناخالص داخلی آمریکا	۴/۲۴(۱/۶۷)	۳	-		-۰/۰۱(-۲/۴۴)	۳	-۱/۲۳(-۱/۹۸)	۲	-		-		۰/۴۱(۴/۹۱)	۰/۲۹	۲/۰۶

همان طور که پیشتر گفتیم، علامتهای متغیرهای هزینه، تنها در بعضی مقادیر واریانس و کوواریانس با تئوری هماهنگ است. برآوردهای غیرشرطی گشتاور دوم برای بخشهای موردمطالعه، بیانگر آن است که اگر بنگاهها به کوواریانس توجه کنند، کاهش هزینه‌ها، در حقیقت به کاهش صادرات منجر می‌شود. یک موضوع عجیب نیز وجود دارد. کوواریانس به دست آمده در چهار بخش و در کل نمونه، فقط در یک مورد علامت مثبت داشت. چون داده‌های تولید برای بازار مکزیک در دسترس نبود، با توجه به معادلهٔ (۷)، نمی‌توان صحت ضریبهای منفی را ارزشیابی نمود. به نظر می‌رسد که بنگاهها به کوواریانس توجه می‌کنند و با فرض اینکه کوواریانس مثبت باشد، می‌توان گفت که ضریبهای متغیرهای هزینه، به طور یکسان دارای علامت غلط می‌باشند.

نتایج به دست آمده، بدین گونه تعبیر می‌شود: اولاً آنکه اشکال تابعی انتخاب شده، نامناسب می‌باشند و اشکال صحیح تابعی، یافته‌های تجربی را تأیید می‌کند. به ویژه، تابع مطلوبیت کارا (CARA)، به طور ضمنی فرض می‌کند که داراییهای ریسکی پست هستند و کاهش در سود، ناشی در افزایش هزینه‌های نهایی، قابل قیاس با کاهش در سرمایه است. سایر توابع که این فرض را دربر ندارند، می‌بایست نتایج متفاوتی ارائه نمایند.

ثانیاً، گرچه کوواریانس غیرشرطی بین تمام سریها کوچک و مثبت است، کوواریانسهای ایجادشده به وسیلهٔ روش بای - گارچ (Bi-GARCH)، برای دوره‌های زمانی طولانی، قویاً منفی است. شاید به علت کنترل تقاضا، در همان دوره، یک کاهش جزئی در قیمت داخلی اتفاق افتد، به طوری که گویی یک رکود بزرگ، این نتیجه را ایجاد کرده است. با وقوع این امر، معادلهٔ (۹) منفی می‌شود و اگر این دوره‌ها، وزن زیادی در نمونه داشته باشند، افزایش هزینه‌ها، صادرات را کاهش می‌دهد.

ثالثاً، گرچه از معنی‌دار بودن مقدار کوواریانس برای تأیید روش مورداستفاده، راضی هستیم، این معیار، ممکن است تأثیرات دیگر را هم در بربگیرد. اگر بنگاهها، اصلاً به کوواریانس توجه نکنند، معادلهٔ (۹) بیانگر آن است که کاهش هزینه‌های نهایی، همیشه صادرات را افزایش می‌دهد. این تعبیر با این حقیقت تأیید می‌شود که عبارت کوواریانس، هرگز در همان تأخیری که واریانس مربوطه ظاهر شده است، ظاهر نمی‌شود و در دو بخش وقتی ظاهر می‌شود که واریانس مربوطه، ظاهر نشده است.

با توجه به وابستگی مکزیک به بازار آمریکا، ارزش آن را دارد که قوت این نتایج با استفاده از رشد تقاضای ناشی از محصول ناخالص داخلی آمریکا، آزمون شود. با توجه به اینکه این متغیر، دارای روند است، در عمل ثابت شده که تفکیک تأثیر آن از متغیرهای لیسانس و دستمزد، مشکل است. زیرا مانند مورد کلاسیک هم خطی چندگانه، انحراف معیار بزرگ است و نتایج نسبت به تغییرات کوچک در مشخصات، قوی نیستند. در اغلب رگرسیونها، در نظر گرفتن محصول ناخالص داخلی آمریکا و استفاده از قیمتها و واریانسهای مربوطه، نتایج رضایت بخشی را ارائه می‌دهد. اما مقادیر مبالغه‌آمیز برای کشش محصول ناخالص داخلی آمریکا، با حذف لیسانس، اغلب بین ۷ و ۲۰ بود که به نظر رضایت‌بخش نمی‌آمد. برآورد سری زمانی کل صادرات از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۱، مقداری حدود ۳/۵ به دست داد و برآورد تروت و تروت (Truett and Truett, 1989) را تأیید کرد. بنابراین ضریب ۴ را برای اطمینان انتخاب کردیم. همان طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، مشخصات انتخابی، اغلب، مقدار کمی از مقادیر اولیه متفاوت است که قوت مقادیر انتخاب شده برای کشش درآمد خارجی را نشان می‌دهد.[۱]

۴. نتیجه

به نظر می‌رسد که نتایج تجربی، چارچوب نظری (تئوریک) ما را کاملاً تأیید می‌نماید و کاهش نرخ ارز در جهت‌دهی مجدد تولید به سمت بازارهای خارجی، خیلی مؤثر باشد. اما کاهش عدم اطمینان در بازار خارجی نیز به نظر می‌رسد که چنین تأثیری داشته باشد. موافقتنامه‌های تجارت آزاد، بازار سلف پول و مؤسسه‌های دولتی برای تأمین هزینه‌های گردآوری اطلاعات یا هر ابزار دیگری که در ارتقای صادرات مؤثر باشد، یک جزء منطقی سیاست ارتقای صادرات می‌باشد. همچنین به نظر می‌رسد که آزادسازی واردات، از طریق کاهش هزینه‌های تولید نیز تأثیر ترغیبی روی صادرات داشته باشد، گرچه جداسازی این تأثیر از کاهش در دستمزدهای واقعی که در همان دورهٔ زمانی اتفاق می‌افتد، دشوار است.

در نهایت، اگر بنگاهها به عدم اطمینان در نرخ تبدیل ارز و عدم اطمینان در بازار داخلی توجه نمایند، در تصمیمات تولید و تخصیص آنها، مهم می‌باشد. عاملان عقلایی می‌بایست کوواریانس

۱. فرض اینکه کشش، بعد از آزادسازی، ثابت باقی می‌ماند، تا زمانی قابل دفاع است که خود آزادسازی، دچار تغییر نشود.

بین این دو را در تصمیماتشان تأثیر دهند. مطالعهٔ تجربی بیانگر آن است که کوواریانس در حقیقت مهم است، اما همچنین تضاد بین مدل و مشاهده را نیز بیان می‌کند. برای مشخص کردن نقش کوواریانس به عنوان یک عامل تعیین‌کنندهٔ عملکرد صادرات، به پژوهشهای بیشتر دراین مورد نیاز می‌باشد.

پیوست الف) برآورد ماتریس کوواریانس شرطی

الف-۱. تصریح کنندهٔ دو متغیره گارچ

در این پیوست، روش چند متغیره گارچ (واریانس ناهمگن شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته) که برای ایجاد ماتریس کوواریانس شرطی مشاهده نشده بین نرخ واقعی مبادلهٔ ارز و قیمت واقعی برای هر بخش، به کار رفته است، شرح داده می‌شود. انگیزهٔ این امر، استفاده کارآمدتر از اطلاعات با کاربرد روشهای برآورد قوی مانند این روش، می‌باشد.

روش گارچ، به شکلهای مختلف به اینکه چگونه واریانس شرطی به اطلاعات گذشته وابسته است، می‌پردازد. در حالت یک متغیره، ساده‌ترین توضیح، برای واریانس شرطی، مدل آرچ ((ARCH(q)) است که ابتدا توسط انگل (Engle, 1982) پیشنهاد شد. و در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد. اگر میانگین شرطی با اندکی انحراف از فرایند نوع اول اتورگرسیون، تبعیت نماید، آن‌گاه معادلهٔ انگل، به شرح زیر، به دست می‌آید:

$$y_t = a + by_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \text{(الف - ۱)}$$

$$\varepsilon_1 \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \varepsilon^2_{t-i}$$

این مشخصه با محدودیتهای $\omega = 0$ و $\alpha_i = \frac{1}{q}$ به واریانس نمونه برای q نوآوری گذشته در y، تبدیل می‌شود. مقادیر متفاوت q، تعیین کنندهٔ سرعت تغییر واریانس می‌باشد. اینها فرموله کردن را محدود می‌کنند، اما امکان وجود یک مقدار ثابت غیرصفر که ممکن است به عنوان مقدار واریانس غیرشرطی تعبیر شود را در نظر نمی‌گیرند. علاوه بر آن، اگر روشهای جدید، در تعیین واریانس شرطی، از روشهای قدیمی‌تر، تواناتر باشند، ضریبهای α_i در دوره‌های زمانی، می‌بایست

متفاوت باشد. مزایای روش آرچ آن است که به داده‌ها امکان می‌دهد که تعیین کنند که آیا چنان محدودیتهایی اعمال شود یا نه.

با به کارگیری فرایند اطلاعات کامل مانند حداکثر درست نمایی در برآورد مدل، از اطلاعات نمونه، استفادهٔ کارآمدتری به عمل آمد. تا حدی که چگالی شرطی برای نوآوریها به شکل گوسی است، لگاریتم درستنمایی نمونه از جمع تک تک چگالیهای شرطی نرمال، به دست می‌آید.

مدل (الف-۱) را می‌توان در دو جهت، بیشتر تعمیم داد. اولاً تصریح کنندهٔ واریانس شرطی، می‌تواند هر دو عبارت اتورگرسیون و میانگین متحرک را دربرداشته باشد. این مدل گارچ است که توسط بولرسلو (Bollerslev, 1986) پیشنهاد شده، پس h_t می‌شود:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j}$$

ثانیاً، مدل را می‌توان به حالت چند متغیره بسط داد که در آن کوواریانسهای شرطی نیز از یک فرایند برآورد بهینه به دست آیند. اگر تصریح کنندهٔ دو متغیرهٔ گارچ ((GARCH(۱,۱)) موردنظر باشد، پارامترسازی مدل به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_1 + b_1 y_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ y_{2t} &= \alpha_2 + b_2 y_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \\ E_t \mid \Psi_{t-1} &\sim BN(0, H_t) \end{aligned} \qquad \text{(الف-۲)}$$

که در آن، E_t یک بردار سری زمانی ۱ × ۲، $E_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})'$ و H_t یک ماتریس کوواریانس مثبت معین ۲ × ۲ می‌باشد. اگر عامل برداری که عناصر مثلث پایینی ماتریس متقارن به یک ستون را دربرمی‌گیرد، مورد استفاده قرار گیرد، ماتریس کوواریانس را به شرح زیر می‌توان نوشت:

$$\text{vech}(H_t) = \text{vech}(\Omega) + A\ \text{vech}(E_{t-1} E'_{t-1}) + B\ \text{vech}(H_{t-1}) \qquad \text{(الف-۳)}$$

که در آن، Ω یک ماتریس متقارن مثبت معین ۲ × ۲ می‌باشد. A و B، ماتریسهای ۳ × ۳ می‌باشند. دو مجموعه محدودیت برای اعمال در رابطهٔ (الف-۳)، لازم است، زیرا ممکن است

پارامترهای لازم برای برآورد، کاهش یابد. فرمول فعلی، علاوه بر میانگین، ۲۱ پارامتر را دربرمی‌گیرد. همچنین، می‌بایست به این واقعیت توجه نمود که H_t برای هر E_t قابل تصور، مثبت و معین است. در این مطالعه، از روش ارائه قطری که توسط بولرسلو و دیگران (Bollerslev et al, 1988) و بایلی و میرز (Baillie and Myers, 1991)، پیشنهاد شده بود، استفاده کردیم که هر واریانس شرطی را تنها وابسته به مربع مانده‌های تأخیرها و مقادیر تأخیرهای خودش وابسته است که معادل است با تعریف A و B به عنوان ماتریسهای قطری. آنگاه H_t می‌شود:

$$\text{vech}(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_{12} \\ \omega_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{12} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon_{12,t-1} \\ \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{12} & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \qquad \text{(الف-۴)}$$

به طوری که فقط ۹ پارامتر، می‌بایست برآورد گردد. در این حالت، شرایط لازم برای آنکه H_t مقدار مثبت و معین داشته باشد، عبارت است از:

$$\omega_1 > 0\,,\ \omega_2 > 0\,,\ \omega_1\omega_2 - \omega^2_{12} > 0\ ;\ \alpha_1 \geq 0\,,\ \alpha_2 \geq 0$$

$$\alpha_1\alpha_2 - \alpha^2_{12} \geq 0 \qquad \text{(الف-۵)}$$

تصریح کنندهٔ بعدی برای ایجاد سری واریانس شرطی و کوواریانس برای بازده بازار داخلی و خارجی، به کار می‌رود.

الف-۲. برآورد و نتایج

داده‌های استفاده شده، عبارتند از آمار ماهانهٔ نرخ مبادلهٔ ارز و شاخص قیمتها برای هر بخش که توسط بانک مرکزی مکزیک بین ژانویهٔ ۱۹۸۱ و اوت ۱۹۸۸ در ۹۲ مورد، محاسبه شده است. هر دو سری با شاخص قیمتهای تولیدکنندگان مکزیک، نسبت به تورم تعدیل شد.

برای تعریف مناسبترین تصریح‌کننده برای میانگینهای دو معادله، و برای تعیین ترتیب انتگرال هر کدام از متغیرها، از آزمون فیلیپس - پرون (Phillips-Perron)[1] استفاده شد. هر جا که ناپایداری مشاهده شد، آن متغیر به عنوان نخستین اختلاف وارد معادلهٔ میانگین شد. برای سریهای I(۰)، مقادیر متفاوتی از ARMA (p,q) برای p+q≤۴ به دست آمد. حداقل، یکی از معیارهای اطلاعاتی (Schwartz or Akaike) به طور ثابت دلالت می‌کند بر اینکه، تصریح کنندهٔ AR(۱) مناسبترین تصریح کننده می‌باشد.[2]

با استفاده از اولین تفاوت یا تصریح‌کنندهٔ AR(۱) ، و با استفاده از فرایند تخمین حداکثر درستنمایی چند متغیره، مدل (الف-۲) - (الف-۴) برای معادلات میانگین برآورد شد. روش مورد استفاده در برآورد غیرخطی، روش BHHH (after Berndt et al., 1974) بود. برآوردهای واریانس و کوواریانس غیرشرطی برای نوآوریها در هر کدام از متغیرهای موردبررسی، مقادیر اولیه را تشکیل می‌داد. مدل تخمین انتخاب شده، لگاریتم درستنمایی تهیهٔ نمونهٔ مشروط به گذشته که شرایط مثبت و معلوم (الف - ۵) را ارضا نماید را برای هر جفت از سریها، بیشینه کرد. آزمونهای تصریح‌کننده، شامل کنترل دو گشتاور اول مانده‌های استاندارد هر کدام از متغیرها می‌باشد که نزدیک به موارد زیر است: حالت نرمال استاندارد شرطی، همچنین آزمون همبستگی پیاپی لجانک، باکس، پورتمانتیا (Ljung-Box-Portmanteau)، تا ترتیب دهم در مانده‌های استاندارد، برای ناهمسانی واریانسهای شرطی اتورگرسیو و تا ترتیب دهم در مربع مانده‌های استاندارد. شبیه‌سازی مونت کارلو بر این امر دلالت دارد که اینها معیارهای قابل اعتمادی برای انتخاب مدل در چارچوب گارچ می‌باشد. این موضوع توسط بولرسلو و میکلسن (Bollerslev and Mikkelsen, 1993) شرح داده شد. مدلهای برآورد شده و آزمونهای تصریح کنندگی در جدول ۴ ارائه شده است.

از آنجا که بقیهٔ متغیرهای مدل، فراوانی کمتری داشتند (فصلی)، مرحلهٔ نهایی عبارت بود از برآورد میانگین واریانسهای شرطی ماهانه برای سه ماه مربوطه.

---

۱. در صورت نیاز به آزمونها - نویسنده آنها را در اختیار متقاضیان قرار خواهد داد.

۲. در دو حالت، تصریح‌کننده‌های (۱ و ۳)ARMA و (۲ و ۲)ARMA معیار را فقط با توجه به مقدار نهایی اضافه شده به آن، حداقل می‌کند. در توجیه تصریح‌کنندهٔ AR(۱) در چنین حالاتی، ملاحظات بیشتری در نظر گرفته شد.

جدول ۴. برآورد دو متغیرهٔ گارچ برای نرخ واقعی مبادلهٔ ارز و قیمت واقعی در هر بخش

ضریب	متغیر وابسته					
	RP۲۲	RP۴۱	RP۴۵	RP۴۶	RP۴۹۵۰	RP۵۳
a	۳۵/۸۹(۰/۰۰)	۱۸/۰۸(۰/۰۱)	-	۳۴/۲۳(۰/۰۰)	۱۴/۷۵(۰/۰۹)	-
b_1	۰/۶۲(۰/۰۰)	۰/۸۶(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۶۴(۰/۰۰)	۰/۸۶(۰/۰۰)	۱/۰۰
ω_1	۸/۳۴(۰/۰۰)	۸/۴۱(۰/۰۰)	۸/۶۰(۰/۰۰)	۸/۰۱(۰/۰۰)	۸/۱۳(۰/۰۰)	۸/۷۹(۰/۰۰)
α_{11}	۰/۳۶(۰/۰۰)	۰/۳۷(۰/۰۰)	۰/۳۶(۰/۰۰)	۰/۳۷(۰/۰۰)	۰/۳۷(۰/۰۰)	۰/۳۹(۰/۰۰)
β_{11}	۰/۶۴(۰/۰۰)	۰/۶۳(۰/۰۰)	۰/۶۴(۰/۰۰)	۰/۶۳(۰/۰۰)	۰/۶۳(۰/۰۰)	۰/۶۱(۰/۰۰)
ω_2	۶/۵۷(۰/۰۰)	۳/۹۳(۰/۱۴)	۸/۸۰(۰/۰۰)	۳/۵۷(۰/۱۷)	۲/۴۷(۰/۰۳)	۴/۰۱(۰/۰۵)
α_{22}	۰/۹۵(۰/۰۰)	۰/۳۲(۰/۱۱)	۰/۴۳(۰/۰۱)	۰/۱۹(۰/۰۱)	۰/۱۶(۰/۰۴)	۰/۴۵(۰/۰۰)
β_{22}	۰/۰۵(۰/۰۰)	۰/۶۸(۰/۱۱)	۰/۰۱(۰/۶۴)	۰/۸۱(۰/۰۱)	۰/۸۴(۰/۰۴)	۰/۳۱(۰/۱۲)
ω_{12}	-۱/۲۵(۰/۲۱)	-۱/۰۱(۰/۶۶)	-۰/۶۴(۰/۵۶)	۱/۳۳(۰/۶۴)	۱/۲۹(۰/۵۹)	۰/۲۹(۰/۷۳)
α_{12}	۰/۱۹(۰/۱۳)	۰/۲۸(۰/۰۹)	۰/۰۸(۰/۶۴)	۰/۲۵(۰/۱۸)	۰/۳۶(۰/۰۲)	۰/۳۰(۰/۰۲)
β_{12}	۰/۶۹(۰/۰۰)	۰/۶۶(۰/۰۰)	۰/۳۸(۰/۰۷)	۰/۳۴(۰/۵۲)	۰/۴۹(۰/۲۴)	۰/۵۸(۰/۰۰)
Log-L	-۳۹۵/۸۲	-۴۱۷/۴۴	-۳۷۶/۹۹	-۴۴۴/۵۹	-۴۱۷/۷۹	-۳۶۹/۹۶
Z_1	۰/۰۵(۰/۶۳)	۰/۰۵(۰/۶۳)	۰/۰۵(۰/۶۳)	۰/۰۵(۰/۶۳)	۰/۰۵(۰/۶۳)	۰/۰۵(۰/۶۲)
$Var(Z_1)$	۱/۰۴	۱/۰۲	۱/۰۲	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۶
$Q_{z1}(10)$	۵/۲۱(۰/۸۲)	۵/۳۱(۰/۸۱)	۵/۲۷(۰/۸۱)	۵/۱۰(۰/۸۲)	۵/۱۱(۰/۸۲)	۵/۱۷(۰/۸۱)
$Q^2_{z1}(10)$	۱۰/۶۹(۰/۳۰)	۱۰/۷۸(۰/۲۹)	۱۱/۰۱(۰/۲۷)	۱۰/۱۲(۰/۳۴)	۱۰/۰۹(۰/۳۴)	۱۰/۳۵(۰/۳۲)
Z_2	-۰/۲۲(۰/۰۴)	-۰/۰۵(۰/۵۹)	۰/۰۴(۰/۷۱)	-۰/۰۱(۰/۸۸)	۰/۰۶(۰/۵۰)	-۰/۰۲(۰/۷۹)
$Var(Z_2)$	۱/۰۴	۰/۸۱	۰/۹۸	۱/۰۰	۰/۸۶	۱/۰۰
$Q_{z2}(10)$	۱۴/۹۲(۰/۰۹۳)	۴/۱۷(۰/۹۰)	۵/۴۸(۰/۷۹)	۴/۹۵(۰/۸۳)	۱۰/۰۹(۰/۳۴)	۳/۸۴(۰/۹۲)
$Q^2_{z2}(10)$	۴/۰۶(۰/۹۰۷)	۱۱/۱۵(۰/۲۶)	۷/۲۶(۰/۶۱)	۹/۱۷(۰/۴۲)	۶/۰۶(۰/۷۳)	۷/۵۸(۰/۵۸)

شرح جدول ۴:

الف) مقادیر P داخل پرانتز $Q_z(10)$ به آزمون Ljung-Box Portmanteau، برای همبستگی پیاپی تا ترتیب دهم درمانده‌های استاندارد Z ، مربوط می‌شود در حالی که $Q_{z^2}(10)$ به آمار مشابهی که در مورد مربع مانده‌های استاندارد، کاربرد دارد، مربوط می‌شود. از این رو و همان طور که توسط انگل (Engle, 1982) پیشنهاد شد و بولرسلو و میکلسن، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، آن را نشان دادند، برای ناهمگنی واریانسهای شرطی اتورگرسیو نیز یک آزمون وجود دارد.

مدل مورد برآورد، عبارت است از:

$$PER_t - RER_{t-1} = \varepsilon_{1t}$$

$$RP_t = a + bRP_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$E_t | Y_{t-1} \sim BN(0, H_t),\ E_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$$

$$Z_{i,t} = \varepsilon_{1t} \times h_{11,t}^{-1/2} \quad , \quad i = 1 \text{ و } 2$$

$$\text{vech}(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_{12} \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{12} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon^2_{12,t-1} \\ \varepsilon^2_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \delta_{11} & 0 & 0 & h_{11,t-1} \\ 0 & \delta_{12} & 0 & h_{12,t-1} \\ 0 & 0 & \delta_{22} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

متغیرهای قیمتی و بخشها:

نوشیدنیها = RP۲۲

محصولات لاستیکی = RP۴۱

سرامیک = RP۴۵

فولاد = RP۴۶

محصولات فولادی ساختمانی = RP۴۹۵۰

وسایل الکترونیکی = RP۵۳

ب) این بخش، همچنین شامل یک متغیر مصنوعی است که بعد از ۱۹۸۳، مقدار ۱ را می‌گیرد.

پیوست ب) داده‌ها

صادرات: وزارت تجارت (SECOFI)، داده‌های صادرات طی سالهای ۱۹۸۲-۱۹۸۸ را در سطح بنگاهها تهیه کرد که برحسب قیمت اسمی دلار بوده با استفاده از WPI آمریکا به شاخص مقداری تبدیل شد.

بازده مورد انتظار (RP): برای بیان بازده مورد انتظار، از قیمتهای واقعی هر بازار که توسط بانک مرکزی مکزیک اعلام می‌شد، استفاده کردیم. علاقه‌مند بودیم که نتایج این مطالعه با روشهای سنتی برآورد کشش‌پذیری قابل مقایسه باشد، اما با ملحوظ نمودن واریانس، کوواریانس و ابزار آزادسازی، در این مورد می‌کوشیم که تا حد امکان، از شکست ساختاری در کشش‌پذیری قیمت اجتناب کنیم. این امر می‌تواند از لیسانس کردن یا واریانس ناشی شود و قیمت را غیرواقعی نشان دهد. با توجه به اینکه تغییرات نرخ تبدیل ارز باعث می‌شود که تغییرات قیمتی تک تک کالاها قابل تشخیص نباشد، از نرخ تبدیل ارز مورد استفادهٔ تجار عمدهٔ مکزیکی در تجارت با آمریکا، به عنوان بازده بازار آمریکا، استفاده کردیم.

واریانس نسبی (VAR): به پیوست الف نگاه کنید.

لیسانس کردن واردات (LIB): متغیر بیانگر اصلاحات، عبارت است از درصد کالاهای واردشدهٔ تحت پوشش لیسانس که توسط SECOFI ارائه شده است. شاید بتوان کاهش جهانی حمایت را به عنوان افزایش اعتماد دولت و کاهش عدم اطمینان تعبیر نمود.

درآمد (GDP): سریهای GDP آمریکا که در گزارش اقتصادی رئیس جمهور ارائه شده بود را به عنوان تقاضای جهانی مورد استفاده قرار دادیم.

دستمزد (w): دستمزد بخش صنعت که توسط بانک مرکزی ارائه شده بود، با استفاده از WPI تعدیل شد.

منابع

Abrams, Richard K., 1980, International trade flows under flexible exchange rates, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, March.

Baillie, R. and R. Myers, 1991, Bivariate GARCH estimation of optimal commodity futures hedge, Journal of Applied Econometrics, 52, 91–113.

Bollerslev, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307–327.

Bollerslev, T. and H. Mikkelsen, 1993, Modeling and pricing long-memory in stock market volatility, Working paper no. 134 (Department of Finance, KGSM, Northwestern University, Evanston, IL) Oct.

Bollerslev, T., R. Engle and J. Wooldridge, 1988, A capital asset pricing model with time-varying covariances, Journal of Political Economy 96, 116–131.

Berndt, E., B. Hall, R. Hall and J. Hausman, 1974, Estimation and inference in nonlinear structural models, Annals of Economic and Social Measurement 4, 653–665.

Buffie, Edward F., 1990, Economic policy and foreign debt, in: Jeffrey D. Sachs, ed., Developing country debt and economic performance, Vol 2. (University of Chicago Press, Chicago, IL).

Coes, Donald V., 1981, The crawling peg and exchange rate uncertainty, in: John Williamson, ed., Exchange rate rules: The theory, performance and prospects of the crawling peg (Macmillan, London).

Cohen, Aslan, 1989, Trade policy in Mexico: An analysis of structural change, Unpublished Ph.D. dissertation (University of California, Berkeley, CA).

Cushman, David O., 1983, The effects of real exchange risk on international trade, Journal of International Economics 15.

Cushman, David O., 1986, Has exchange risk depressed international trade? The impact of third country exchange risk, Journal of International Money and Finance 7, Correction, 7, 1988.

Cushman, David O., 1988, U.S. bilateral trade flows and exchange rate during the floating rate period, Journal of International Economics 24.

De Grauwe, Paul, 1988, Exchange rate variablity and the slowdown in growth of international trade, IMF Staff Papers 35.

Dornbusch, Rudiger, 1988, Mexico, Economic Policy, Oct.

Engle, R., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica 50, 987–1007.

Goldstein, Morris and Mohsin S. Khan, 1990, Income and price effects in foreign trade, in: Ronald W. Jones and Peter B. Kenen, eds., Handbook of international economics, Vol. 2 (North-Holland, Amsterdam).

Granger, Clive, W.J. and Paul Newbold, 1974, Spurious regression in econometrics, Journal of Econometrics 2.

Hooper, Peter and Steven W. Kohlhagen, 1978, The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade, Journal of International Economics 8.

Hsiao, Cheng, 1990, Analysis of panel data, Econometric Society Monographys (Cambridge University Press, New York).

Katz, E., J. Paroush and N. Kahana, 1982, Price uncertainty and the price discriminating firm in international trade, International Economic Review 23, no. 2.

Kenen, Peter B. and Dani Rodrik, 1984, Measuring and analyzing the effects of short term volatility in real exchange rates, Working Papers in International Economics (International Finance Section, Princeton University, Princeton, NJ).

Koray, Faik and William D. Lastrapes, 1989, Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: A VAR approach, Review of Economics and Statistics 71.

Levin, Andrew and Chien-Fu Lin, 1992, Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, Mimeo. (Department of Economics, University of California, San Diego, CA) April.

Maloney, William F., 1994, Some unusual trade relations in a model with price uncertainty in two markets and covariance, Mimeo. (University of Illinois, Champaign, IL).

Ortiz, Guillermo, 1991, Mexico beyond the debt crisis: Toward sustainable growth with price stability, in: Bruno et al., Lessons of economic stabilization and its aftermath (MIT Press, Cambridge, MA).

Paredes, Carlos E., 1989, Exchange rate regimes: The real exchange rate and export performance in Latin America, Brookings Discussion Papers in International Economics, No. 77, Aug.

Pozo, Susan, 1992, Conditional exchange rate volatility and the volume of international trade: Evidence from the early 1900s, Review of Economics and Statistics.

Sandmo, A., 1971, On the theory of the competitive firm under price uncertainty, American Economic Review 61, 65–73.

Thursby, Jerry G. and Marie C. Thursby, 1987, Bilateral trade flows: The Linder hypothesis and exchange risk, Review of Economics and Statistics 69, 488–495.

Truett, Dale B. and Lila J. Truett, 1989, Level of development and the US generalized system of preferences: Malaysia and Mexico, Journal of Development Studies 25, Jan.