ترجمه فا
TarjomeFa.Com

ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

در مورد اثرات نوسان درآمد بر توزیع درآمد: شواهدی نامتقارن از داده های سطح ایالتی در آمریکا

چکیده

یک مطالعه قبلی که تلاش نمود تاثیر نوسانات درآمد بر نابرابری درآمد را در ایالات متحده مورد ارزیابی قرار دهد، از داده های سطح ایالتی و یک مدل پنلی متعادل برای نتیجه گیری این مورد استفاده نمود که نوسانات افزایش یافته، توزیع درآمدها در ایالات متحده را وخیم تر می نماید، که نشان می دهد نوسانات کاهش یافته باید نابرابری را کاهش دهد. ما از همان مجموعه داده استفاده می کنیم که نه سال تمدید می شود و با استفاده از مدل های سری زمانی ARDL خطی و غیرخطی، موضوع را مورد بازبینی قرار می دهیم تا نشان دهیم که نتیجه گیری فوق در همه ایالات صدق نمی کند. در حالی که ما به اثرات نامتقارن نوسانات درآمد کوتاه مدت بر معیار نابرابری در اکثر ایالات پی می بریم، آنها به تاثیرات نامتقارن طولانی مدت تنها در ۱۶ ایالت تبدیل می شوند. هر دو مورد نوسانات افزایش یافته و نوسانات کاهش یافته اینگونه به نظر می آیند که اثرات نابرابرسازی بر توزیع درآمد در این ایالات داشته باشند.

واژگان کلیدی: توزیع درآمد؛ بی ثباتی درآمد؛ عدم تقارن؛ داده های سطح ایالتی؛ ایالات متحده

۱. مقدمه

فرضیه U معکوس یا وارونه که توسط کوزنتس (۱۹۵۵) معرفی شد اساسا سطح فعالیت اقتصادی را به عنوان عامل تعیین کننده اصلی نابرابری درآمدی مشخص می کند. به طور دقیقتر، این امر تاکید دارد که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی بدتر می شود و فقط در مراحل بعدی بهبود می یابد. حمایت تجربی از این فرضیه، نسبتا آمیخته است، که اغلب فرضیه را رد می کند. با این حال، دسته دیگری از متون بحث می کند که نوسان درآمد یا خروجی به عنوان یک معیار عدم اطمینان می تواند نابرابری درآمدی را بدتر کند.

هاسمن و گیون (۱۹۹۷) شاید اولین مطالعه ای باشد که تاثیرات مضر نوسان درآمد بر توزیع درآمد را به ما اظهار می دارد، با این استدلال که اعضای فقیرتر جامعه به خوبی مجهز به جذب شوک های اقتصادی و یا عدم قطعیت نسبت به اعضای ثروتمند نیستند. با استفاده از داده های مقطعی از ۵۶ کشور آمریکای لاتین و اقتصادهای صنعتی، آنها دریافتند که در حالی که نه رشد تولید ناخالص داخلی و نه تورم، هیچ تاثیر قابل توجهی بر نابرابری درآمدی نداشته است، نوسانات تولید ناخالص داخلی واقعی تاثیر منفی قابل توجهی بر نابرابری درآمد داشته است. همان مورد توسط کارولی و گارسیا-پنالوزا (۲۰۰۱) حمایت می شود، که به تاثیرات نوسان دستمزد ها در تفاوت های دستمزدی بین کارگران دارای مهارت پایین و مهارت بالا نگاه داشته اند. هرچه ریسک تولید بالاتر باشد، نابرابری آموزشی بالاتر خواهد بود. سایر مطالعات مقطعی که از تاثیرات مضر نوسان خروجی بر توزیع درآمد پشتیبانی می کنند عبارتند از برین و گارسیا-پنالوزا (۲۰۰۵) و لارسن و ماهاجان (۲۰۰۵).

در حالی که مطالعات فوق از داده های مقطعی کشورهای مختلف استفاده نموده اند، دو مطالعه از داده های پانلی در سراسر کشورها و در طول زمان استفاده برده اند. کالدرون و ییاتی (۲۰۰۹) از داده های ۷۵ کشور در طول سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ (مشاهدات دوره ای ۵ ساله) استفاده می نمایند تا نشان دهند که حتی در مدل پانل، نوسان خروجی اثرات زیان آوری بر نابرابری درآمد سنجیده شده توسط ضریب GINI داشته است. به نظر نمی رسد که یافته های آن ها به معیارهای مختلف نوسان، و به معیارهای مختلف نابرابری درآمدی حساس باشد. آنها همچنین اثرات نامتقارن نوسانات خروجی را با تخصیص متغیرهای ساختگی به تنزلات خروجی و جهش های خروجی ارزیابی می کنند تا نشان دهند که نوسان خروجی اثرات نامتقارن در توزیع درآمد دارد.

در نهایت، هوانگ و همکاران (۲۰۱۵) از همه مطالعات فوق برای عدم استفاده از پیشرفتهای اخیر در تکنیکهای مدل سازی تصحیح خطا و استفاده از روش تصحیح خطای پانلی به جای روش مرسوم استفاده از داده های مقطعی انتقاد می کنند. داده های پنلی آنها متفاوت از مورد کالدرون و ییاتی (۲۰۰۹) است که در آن آنها از داده های سالانه ۴۸ ایالت آمریکا از سال ۱۹۴۵ تا ۲۰۰۴ استفاده می کنند که یک مجموعه پانل متوازن با

N = 48 و T = 60 را شکل می دهد. یافته های آنها متفاوت از مطالعات قبلی نیست، که در آن آنها دریافتند که نوسان درآمد تاثیری زیان آور بر توزیع درآمد در ایالات متحده دارد و این نتیجه گیری به معیارهای مختلف نابرابری درآمدی یا معیارهای مختلف نوسان حساس نیست.

مطالعات پانلی که در بالا مورد بررسی قرار گرفتند، از سوگیری تجمعی در آن چیزی که در یک واحد مقطعی درست است، رنج می برند، که ممکن است لزوما در یک واحد مقطعی دیگر صادق نباشد. برای حل این مساله، ما فقط به مدل سازی سری های زمانی پایبند هستیم و رابطه بین نوسان درآمد و نابرابری درآمدی در هر ایالت از ایالات متحده را مورد بازنگری قرار می دهیم. اکنون این امکان وجود دارد، از زمانی که فرانک (۲۰۰۹) مجموعه داده های خود را تا سال ۲۰۱۳ گسترش داده است که ۶۸ مشاهده سالانه برای هر ایالت ارائه می دهد. از آنجا که این دو متغیر ممکن است ایستا یا غیر ایستا باشند، رویکرد مناسب رویکرد ARDL خطی پسران و همکاران (۲۰۰۱) خواهد بود. در چارچوب سری های زمانی، ما گام دیگری را انتخاب می کنیم و اثرات نامتقارن نوسانات بر توزیع درآمد را با استفاده از رویکرد ARDL غیر خطی شین و همکاران (۲۰۱۴) ارزیابی می کنیم که به ما این امکان را می دهد تا علیت نامتقارن را شناسایی کنیم. این یک پرسش محتمل است، زیرا نرخی که در آن نابرابری درآمد به افزایش نوسان درآمد پاسخ می دهد می تواند متفاوت از نرخی باشد که در آن به کاهش پاسخ می دهد. در واقع، اگر اعضای فقیرتر جامعه نتوانند شوک های اقتصادی یا عدم قطعیت را به آسانی اعضای غنی تر جذب کنند، هر دو گروه نسبت به افزایش عدم قطعیت در مقایسه با کاهش عدم قطعیت، واکنش متفاوتی نشان می دهند. بقیه مقاله به روش زیر سازماندهی شده است. ما مدل ها و روشهای خود را در بخش ۲ طرح نموده و نتایج تجربی خود را در بخش ۳ ارایه می دهیم. بخش ۴ خلاصه ای را ارایه می دهد و یک ضمیمه، تعریف متغیر ها و منابع داده را نشان می دهد.

۲. مدل ها و روش ها

فرض کنیم GINI نشانگر معیار نابرابری درآمدی در هر ایالت و VOL معیار نوسان درآمد در همان ایالت است. ما با مدل دو متغیری زیر شروع می کنیم:

$$\ln GINI_t = \alpha + \beta \ln VOL_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

از آنجا که افزایش در GINI نشان دهنده افزایش نابرابری درآمد است، از طریق یک ساختار، اگر افزایش در نوسان درآمد افزایش نابرابری باشد، ما انتظار داریم که یک برآورد از β مثبت باشد. با این حال، تخمین β که نشان دهنده تاثیرات دراز مدت نوسان درآمد بر روی GINI است تنها در صورتی معتبر خواهد بود که دو متغیر، هم‌جمع‌بسته باشند. بر اساس اظهارات انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، اگر دو متغیر جمع بسته از همان ترتیب d باشند، اما ε در (1) از هر ترتیب کمتر از d جمع بسته شود، دو متغیر هم‌جمع‌بسته هستند. اگر ε از یک ترتیب کمتر از d جمع بسته نشده باشد، بانرجی و همکاران (۱۹۹۸) یک آزمون جایگزین برای هم‌جمعی پیشنهاد کردند که براساس یک مدل تصحیح خطا به شرح زیر است:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j \Delta \ln VOL_{t-j} + \lambda \varepsilon_{t-1} + \nu_t \qquad (2)$$

آزمون جایگزین براساس تخمین λ و معنی دار بودن آن است. اگر $\hat{\lambda}$ به طور معنی دار منفی باشد، از هم‌جمعی پشتیبانی خواهد نمود. با این حال، آزمون t که برای تعیین معنی داری $\hat{\lambda}$ استفاده می شود یک توزیع جدید دارد، که برای آن بانرجی و همکاران (۱۹۹۸) مقادیر بحرانی جدیدی را جدول بندی می نمایند.

همینکه (2) تخمین زده می شود و هم‌جمعی اثبات می شود، گرنجر (۱۹۸۸، ص ۲۰۳) برای دو منبع احتمالی از علیت بحث می کند که شامل نوسان درآمد و GINI در این چارچوب دو متغیری می شود. یکی از آنها از طریق متغیرهای تفاضلی نخستین است که در آن VOL گرنجر، GINI را سبب می شود در صورتی که $\sum \hat{\pi}_j \neq 0$ باشد و دیگری از طریق ε_{-1} است در صورتی که یک تخمین از λ منفی و معنی دار باشد. در متون، اولین علیت به عنوان علیت کوتاه مدت و مورد دوم به عنوان علیت بلند مدت اشاره می شود. (جونز و جووالفیان، ۱۹۹۱، ص ۱۵۱). در حالی که آزمون t با مقدار بحرانی جدید برای آزمون معنی داری $\hat{\lambda}$ استفاده می شود، آزمون والد برای اثبات $\sum \hat{\pi}_i \neq 0$ مورد استفاده قرار می گیرد. توجه داشته باشید که تمام ویژگیهای آماری مرتبط با (2) تنها در صورتی معتبر خواهد بود که هر دو متغیر، یعنی، GINI و VOL با همان ترتیب جمع بسته می شوند، مثلا، I(1). در صورتی که یکی از آنها I(1) و دیگری I(0) باشد و یا هر دو I(1) یا I(0) باشند، پسران و همکاران (۲۰۰۱) یک روش جایگزین را پیشنهاد می دهند. آنها راه حل (1) برای ε،

به تاخیر اندازی راه حل با یک دوره، و جایگزینی ε_{-1} در(2) را به وسیله آن راه حل نشان می دهند تا به مورد زیر دست یابند:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j \Delta \ln VOL_{t-j} + \lambda \ln GINI_{t-1} + \gamma \ln VOL_{t-1} + \omega_t \qquad (3)$$

همینکه (3) با استفاده از معیار انتخاب تاخیر زمانی تخمین زده می شود، چندین فرضیه را می توان مورد آزمون قرار داد. اول، اثرات کوتاه مدت نوسانات درآمد بر روی GINI با برآوردهای $\hat{\pi}_j$ مورد قضاوت قرار می گیرد. دوباره، اگر آزمون والد $\sum \hat{\pi}_j \neq 0$ را تایید می نماید، علیت کوتاه مدت اثبات خواهد شد. دوم، اثرات بلند مدت نوسان در GINI از برآورد γ نرمال شده در λ مشتق خواهد شد. با این حال، برای آنکه تاثیرات نرمال شده معنی دار باشند، باید هم‌جمعی ایجاد شود. پسران و همکاران (۲۰۰۱) اجرای آزمون F را پیشنهاد نمودند. با این حال، در این وضع یا ترتیب، آنها نشان می دهند که آزمون F یک توزیع جدید دارد. سپس آنان مقادیر بحرانی جدید را جدول بندی می کنند که انتگرال گیری خصوصیات متغیر را تشکیل می دهد. در واقع همانطور که در بالا ذکر شد، متغیرها می توانند ترکیبی از I(1) و I(0) باشند، که تقریبا خصوصیات تمام متغیرهای کلان هستند. سوم، آزمون جایگزین ارایه شده توسط بانرجی و همکاران (۱۹۹۸) به همان اندازه در اینجا قابل اجرا است. این امر بار دیگر به مثابه آزمودن معنی داری λ در (3) است. مشابه آزمون F، پسران و همکاران (۲۰۰۱، ص ۳۰۳) یک مقدار بحرانی کران بالایی و پایینی را برای این مورد به اصطلاح آزمون t جدول بندی می نمایند. اگر یک تخمین از λ منفی و معنی دار باشد، آن نه تنها از هم‌جمعی، بلکه رابطه علی بلند مدت از نوسان درآمد به GINI پشتیبانی می کند. توجه داشته باشید که یک روش جایگزین برای اعمال آزمون t استفاده از برآورد طولانی مدت نرمال شده $\hat{\beta} = -\hat{\gamma}/\hat{\lambda}$ از (3) و معادله (1) برای ایجاد عبارت خطا با نام ECM است. سپس ترکیب خطی متغیرهای سطح تاخیری در (3) را با ECM_{-1} جایگزین می نماییم تا به مورد زیر دست یابیم:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j \Delta \ln VOL_{t-j} + \lambda ECM_{t-1} + \omega_t \qquad (4)$$

یک تخمین منفی معنی دار از λ که از آزمون t استفاده می برد با مقادیر بحرانی جدید از هم‌جمعی پشتیبانی خواهد نمود.

همان طور که در بخش قبل ذکر شد، کالدرون و ییاتی (۲۰۰۹) برای اینکه نشان دهند نوسان خروجی می تواند اثرات نامتقارن بر توزیع درآمد داشته باشد، متغیرهایی ساختگی را به تنزلات خروجی و جهش های خروجی اختصاص دادند. در چارچوب سری های زمانی همچون مال ما، چند راه برای پرداختن به تجزیه و تحلیل عدم تقارن وجود دارد. یک راه، بررسی احتمال سازگاری غیر خطی نامتقارن نسبت به تعادل پیرو نظرات سولیس (۲۰۰۹) است، که اساسا متکی بر مدل تصحیح خطا مانند (3) می باشد اما یک ترکیب خطی ECM_{-1} رسیده شده به توان های مختلف به قرار زیر را شامل می شود:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j \Delta \ln VOL_{t-j} + \lambda_3 ECM_{t-1}^3 + \lambda_4 ECM_{t-1}^4 + \omega_t \qquad (5)$$

اگر آزمون F صفر بودن $\hat{\lambda}_3 = \hat{\lambda}_4 = 0$ را رد کند، فرآیند سازگاری غیرخطی مورد پشتیبانی قرار خواهد گرفت. ما همچنین می توانیم ECM^2_{-1} را به شمار آوریم و از پاسکالائو (۲۰۰۷) پیروی نموده و مشخصات زیر را برآورد نماییم:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j \Delta \ln VOL_{t-j} + \lambda_2 ECM_{t-1}^2 + \lambda_3 ECM_{t-1}^3 + \lambda_4 ECM_{t-1}^4 + \omega_t \qquad (6)$$

در (6) اگر آزمون F صفر بودن $\hat{\lambda}_2 = \hat{\lambda}_3 = \hat{\lambda}_4 = 0$ را رد کند، باز هم این مورد از سازگاری غیر خطی نامتقارن پشتیبانی خواهد نمود. این آزمون به عنوان "پاسکالائو" گزارش خواهد شد.

در حالی که دو آزمون بالا، برخی مقدمات درباره فرآیند سازگاری غیرخطی نسبت به توازن بلند مدت را ارایه می دهند، هیچ یک از آنها قادر به نمایان ساختن تاثیرات نامتقارن نوسانات درآمد بر GINI نیستند. برای

ارزیابی اثرات نامتقارن نوسانات درآمد بر GINI، ما از نظرات شین و همکاران (۲۰۱۴) پیروی نموده و مدل (۳) را تعدیل می نماییم. این تعدیل به مثابه شکل دادن $\Delta lnVOL$ می باشد، که شامل مقادیر مثبتی است که نشان دهنده افزایش در نوسان هست و مقادیر منفی که نشان دهنده کاهش در نوسان است. سپس دو متغیر سری زمانی جدید با استفاده از مفهوم مجموع نسبی به شرح زیر ایجاد می شوند:

$$POS_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta \ln VOL_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta \ln VOL_j, 0),$$

$$NEG_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta \ln VOL_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta \ln VOL_j, 0) \qquad (7)$$

که در آن POS مجموع نسبی تغییرات مثبت در نوسان است و تنها نوسان افزایشی را نشان می دهد. به طور مشابه، متغیر NEG می باشد که مجموع نسبی تغییرات منفی در نوسان است و تنها نوسان کاهشی را نشان می دهد. سپس شین و همکاران (۲۰۱۴) بازگشت به (3) و جایگزینی $lnVOL$ با متغیرهای POS و NEG برای رسیدن به موارد زیر را پیشنهاد نمودند:

$$\Delta \ln GINI_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n1} \varphi_j \Delta \ln GINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \pi_j^+ \Delta POS_{t-j} + \sum_{j=0}^{n3} \pi_j^- \Delta NEG_{t-1} +$$

$$\rho_0 \ln GINI_{t-1} + \rho^+ POS_{t-1} + \rho^- NEG_{t-1} + \mu_t \qquad (8)$$

از آنجا که ساخت دو متغیر مجموع نسبی، سازگاری غیرخطی نوسان درآمد را معرفی می کند، شین و همکاران (۲۰۱۴) به مدلهایی مانند (4) به عنوان مدلهای ARDL غیر خطی اشاره می کنند، در حالی که، مورد اختصاصی (3) پسران و همکاران (۲۰۰۱) به عنوان مدل ARDL خطی اشاره می شود. مجددا، همینکه (4) تخمین زده می شود، یک تعداد از فرض ها در رابطه با علیت نامتقارن و هم‌جمعی نامتقارن می تواند مورد آزمون قرار گیرد. اول، با اعمال نمودن آزمون والد، اگر $\sum \pi_j^+ \neq 0$ را اثبات کنیم، در آن موقع گفته می شود که نوسانات افزایشی منجر به GINI در کوتاه مدت می شود. دوم، اگر $\sum \pi_j^- \neq 0$ را اثبات نماییم، در آن موقع گفته می شود که کاهش در نوسانات منجر به GINI در کوتاه مدت می شود. سوم، اگر $n2 \neq n3$ باشد، این نشانه ای از عدم تقارن سازگاری است. چهارم، اگر آزمون والد از $\sum \pi_j^+ \neq \sum \pi_j^-$

پشتیبانی کند، آنگاه گفته می شود که تغییر در نوسان درآمد، اثرات تجمعی یا نامتقارن برخوردی کوتاه مدت بر نابرابری درآمد دارد. پنجم، هم‌جمعی نامتقارن بار دیگر با اعمال نمودن آزمون F اثبات خواهد شد. به خاطر وابستگی بین دو متغیر مجموع نسبی، شین و همکاران (۲۰۱۴، ص .۲۹۲) عمل نمودن با دو متغیر به عنوان یک متغیر واحد را پیشنهاد می نمایند، به طوری که مقادیر بحرانی آزمون F در همان مقداری می ماند که ما آن زمان از مدل خطی به غیرخطی پیش می رویم. مجددا، آزمون جایگزین برای هم جمعی، یعنی، آزمون t می تواند برای اثبات این حقیقت اعمال شود که برآورد ρ_0 منفی و معنی دار است. در نهایت، با اعمال نمودن آزمون والد، اگر ما ثابت کنیم که تخمین ضریب بلند مدت نرمال شده وابسته به متغیر POS در مقایسه با یک مورد وابسته به متغیر NEG متفاوت است، یعنی در صورت $(-\rho^{+}/\rho_0) \neq (-\rho^{-}/\rho_0)$، تاثیرات نامتقارن بلند مدت نوسانات درآمد بر روی GINI اثبات خواهد شد.

۳. نتایج

ما در حال حاضر در موقعیتی هستیم که مدلهای تصحیح خطای خطی و غیر خطی (۳) و (۴) را با استفاده از داده های سطح تجمعی برای ایالات متحده به عنوان یک کل و سپس داده های سطح ایالت برای هر ایالت از ایالات متحده برآورد نماییم. از آنجا که داده‌ها سالانه هستند، حداکثری از چهار تاخیر در هر متغیر تفاضلی اول و معیار اطلاعاتی آکائیکه (AIC) برای انتخاب یک مدل بهینه استفاده می شود. از آنجایی که مقادیر بحرانی متفاوتی برای برآوردهای مختلف وجود دارد، ما آنها را در نکات حاشیه نویس جدول ۱ جمع آوری نمودیم و از آنها استفاده نمودیم تا یک برآورد قابل توجه را در سطح ۱۰ درصد با * و در سطح ۵ درصد با ** نشان دهیم.

با توجه به نتایجی که متعلق به مدلهای خطی هستند (مشخص شده با عنوان L-ARDL)، ما به این نتیجه می رسیم که اندازه گیری نوسانات درآمد، حداقل یک ضریب کوتاه مدت معنی دار در پانل A در نتایج برای ایالات آلاسکا، آریزونا، جورجیا، مریلند، می‌سی‌سی‌پی، میسوری، نیوهمپشایر، داکوتای شمالی، اوکلاهاما، پنسیلوانیا، کارولینای جنوبی، داکوتای جنوبی، تگزاس، واشنگتن و ویرجینیای غربی به همراه دارد. بنابراین، در این ۱۵ ایالت، نوسان درآمد اثرات کوتاه مدت بر توزیع درآمد دارد. با این حال، هنگامی که ما نتایج حاصل

از تخمین های مدل های غیر خطی را در نظر می گیریم (دارای عنوان NL-ARDL)، نتایج نشان می دهد که هم ΔPOS و هم ΔNEG دارای حداقل یک ضریب معنی دار در ۳۶ ایالت می باشد. واضح است که معرفی تعدیل غیر خطی نوسان درآمد سبب پشتیبانی بیشتر از اثرات کوتاه مدت نوسان در GINI می شود. از برآوردهای کوتاه مدت مدل های غیر خطی نیز نتیجه می گیریم که تاثیرات کوتاه مدت اغلب نامتقارن هستند چون برآوردهای وابسته به متغیر ΔPOS متفاوت از موارد وابسته به متغیر ΔNEG در اندازه یا نشانه در بیشتر ایالات هستند. با این حال، مجموع این ضرایب به طور قابل توجهی با یکدیگر تنها در ۳۹ ایالت متفاوت هستند، زیرا آزمون والد که با عنوان Wald-S گزارش شده است در ۳۹ ایالت معنی دار است. معنی دار بودن Wald-S گزارش شده در پانل C، صفر بودن $\sum \pi_j^+ = \sum \pi_j^-$ را رد می کند. بنابراین، حمایت قاطعی برای تأثیرات نامتقارن تجمعی یا تاثیر کوتاه مدت نوسان درآمد بر توزیع درآمد وجود دارد. همچنین ما از آزمون والد این نتیجه را می گیریم که صفر بودن $\sum \pi_j^+ = 0$ یا $\sum \pi_j^- = 0$ در بسیاری از ایالت ها (جمعا ۳۱) نسبت به صفر بودن $\sum \pi_j = 0$ (جمعا ۹) در مدلهای خطی رد شده است، که از علیت نامتقارن کوتاه مدت در مقایسه با علیت متقارن حمایت می کند.

در هر ایالتی که تنها یک تخمین ضریب کوتاه مدت وجود دارد، تعیین مسیر اثرات کوتاه مدت آسان است. به عنوان مثال، در آلاسکا یا آریزونا و مدل L-ARDL، ضریب به طور قابل توجهی مثبت است، به این معنا که افزایش در نوسان ، GINI را افزایش می دهد یا نابرابری را بدتر می کند. با این حال، زمانی که بیش از یک ضریب وجود دارد، این کار تا حدی دشوار است و برآوردهای بلند مدت مفید هستند. از تخمین های طولانی مدت (پانل B)، ما در مدلهای خطی به این نتیجه رسیده ایم که LnVOL ضریب منفی قابل توجهی دارد که با یک آزمون F یا t معنی دار برای هم جمعی در هیچ یک از ایالت ها پشتیبانی نمی شود. اگر ما تنها به برآوردهای مدل خطی تکیه کنیم، در اینجا متوقف نموده و نتیجه می گیریم که نوسان درآمد هیچ تاثیر بلند مدت قابل توجهی بر توزیع درآمد در ایالات متحده ندارد. با این حال، زمانی که ما برآوردهای مدل های غیر خطی را در نظر می گیریم، یا متغیر POS یا متغیر NEG یک ضریب قابل توجه را حمل می کنند که توسط یکی از آزمون های هم جمعی در ۱۵ ایالت پشتیبانی می شود. این فهرست شامل فلوریدا، آیداهو، ایندیانا،

کانزاس، لوییزیانا، میشیگان، می‌سی‌سی‌پی، میسوری، مونتانا، نبراسکا، نوادا، رودآیلند، داکوتای جنوبی، ویرجینیای غربی، و وایومینگ می باشد. مجددا، افزایش تعداد ایالاتی که در آن نوسان تاثیرات بلند مدت بر توزیع درآمد دارد، باید به تعدیل غیر خطی نوسان درآمد نسبت داده شود.

واضح است که نتایج بلند مدت، خاص ایالتی هستند. به عنوان مثال، در فلوریدا، نوسان افزایش یافته، نابرابری را بدتر می کند، اما نوسان کاهش یافته، اثرات بلند مدت ندارد، نشانه ای واضح از عدم تقارن طولانی مدت که توسط آزمون والد پشتیبانی می شود که در پانل C به عنوان Wald-L گزارش می شود. نقطه مقابل در آیداهو صادق است، جایی که نوسان کاهش یافته، نابرابری درآمد را بدتر می کند، اما نوسان افزایش یافته، هیچ تاثیری ندارد. تنها در داکوتای جنوبی، نوسان افزایش یافته نابرابری را بدتر می نماید و نوسان کاهش یافته آن را بهبود می بخشد، چون هر دو متغیر POS و NEG ضرایب مثبت را حمل می کنند. در کل، به نظر می‌رسد که در ۹ ایالت، یعنی فلوریدا، ایندیانا، کانزاس، لوییزیانا، میشیگان، مونتانا، نبراسکا، داکوتای جنوبی، و وایومینگ، نوسان افزایش یافته درآمد، نابرابری درآمدی را بدتر می کنند. در ۱۰ ایالت دیگر یعنی، آیداهو، ایندیانا، میشیگان، می‌سی‌سی‌پی، میسوری، نوادا، نیوهمپشایر، رود آیلند، ویرجینیای غربی، و وایومینگ، نوسان کاهش یافته، نابرابری را بدتر می کند. این اثرات نامتقارن توسط آزمون Wald-L پشتیبانی می شود. در حالی که تاثیر نامتقارن نوسان درآمد در مجموع در ۱۹ ایالت پشتیبانی می شود، تعدیل غیر خطی نسبت به طولانی مدت در هشت ایالت دیگر آریزونا، دلاور، آیداهو، مین، مینه سوتا، نیویورک، تگزاس، و ورمونت مورد حمایت قرار گرفته است. در این ایالات هم آزمون F "سولیس" و هم پاسکالائو در پانل C معنی دار است.

موارد گزارش شده در پانل C، برخی آمار تشخیصی دیگر هستند. برای آزمایش همبستگی سریالی، ما آمار ضریب لاگرانژ (LM) را که به صورت $\chi 2$ با یک درجه آزادی توزیع می شود را گزارش می دهیم. به نظر می رسد که تقریبا در همه مدل ها بی معنی است، که از باقی مانده های آزاد خود همبستگی پشتیبانی می کند. آزمون RESET رمزی برای بدمشخص‌سازی نیز گزارش شده است. این مساله در اغلب مدلهای بهینه بی معنی است و دلالت بر این دارد که تقریبا همه مدلها به درستی مشخص شده اند. ما همچنین آزمونهای

CUSUM و CUSUMSQ را به مانده های تمام مدلها اعمال کردیم تا اطمینان حاصل کنیم که برآوردهای ما پایدار هستند. این دو آزمایش توسط QS و QS^2 در پانل C مشخص شده اند، که در آن برآوردهای پایدار با "S" و ناپایدار با "US " مشخص می شوند. واضح است که اکثر برآوردها ثابت هستند. در نهایت برای قضاوت درباره میزان تناسب، ما اندازه R^2 تعدیل شده را گزارش نمودیم.

در نهایت، به منظور تعیین اینکه آیا یافته های ما به اندازه گیری متفاوتی از نابرابری درآمد و متغیرهای حذف شده از مدل دو متغیری، حساس هستند، ما از معیار نابرابری تیل (ضمیمه را ببینید) استفاده کردیم و اثر کوزنت اندازه گیری شده با درآمد واقعی در هر ایالت و همچنین جمعیت در هر ایالت را به عنوان سایر عوامل تعیین کننده نابرابری درآمد علاوه بر نوسان درآمد، اضافه نمودیم. نتایج تا حدودی بدین قرار متفاوت بودند. در سه ایالخت آلاسکا، هاوایی، و آیداهو، نوسان افزایش یافته، توزیع درآمد را در بلند مدت بدتر نمود و نوسان کاهش یافته آن را بهبود بخشید. در هشت ایالت فلوریدا، ایندیانا، لوییزیانا، میشیگان، نبراسکا، اوهایو، ویرجینیای غربی، و ویسکانسین، نوسانات افزایش یافته توزیع درآمد را بدتر نمود، اما نوسان کاهش یافته تاثیر بلند مدت ندارد که مجددا نشانه ای از تاثیرات نامتقارن می باشد. نقطه مقابل در واشنگتن صادق بود، که در آن نوسان کاهش یافته نابرابری را بهبود بخشید، اما افزایش در نوسان هیچ تاثیری نداشت. در نهایت، در اوکلاهاما و وایومینگ هم افزایش و هم کاهش در نوسان، توزیع درآمد را بدتر نموده است.

در سال ۱۹۵۵ کوزنتس (۱۹۵۵) سطح فعالیت درآمد یا اقتصادی را به عنوان عامل تعیین کننده اصلی نابرابری درآمدی شناسایی کرد. وی تاکید کرد که در مراحل اولیه توسعه، نابرابری درآمد بدتر می شود و زمانی که نیروی کار از مناطق روستایی به مناطق شهری مهاجرت می کند، بهتر می شود. از آنجا که الگوی حرکت نابرابری در طول زمان شبیه شکل U معکوس است، به عنوان فرضیه U معکوس شناخته می شود. متاسفانه، برای بسیاری از محققین تایید تجربی این فرضیه یک چالش بوده است. در عوض آنچه در متون به آسانی مورد تایید بوده است، تاثیر نابرابر سازی نوسان درآمد یا خروجی می باشد. استدلال شده است که از آنجا که نوسان درآمد، عدم قطعیت را به اقتصاد معرفی می کند، درآمد را از کارگران گرفته تا صاحبان سرمایه یا از فقرا گرفته تا ثروتمند مجددا توزیع می نماید.

تحقیقات قبلی با استفاده از داده های مقطعی و یا داده های پانل که از بسیاری از کشورها در طول دوره زمانی مشخص جمع شده است، تاثیر نابرابر سازی نوسانات درآمد بر توزیع درآمد را مورد آزمون قرار داده و اکثرا تایید نموده اند. یک مطالعه پانلی از داده های پانل متوازن از ۴۸ ایالت آمریکا از سال ۱۹۴۵ تا ۲۰۰۴ استفاده کرده و نتیجه گیری نمود که در ایالات متحده، نوسان درآمد نابرابری درآمدی را بدتر می کند. داده ها در این مطالعه که از فرانک (۲۰۰۹) گرفته شده است، تا سال ۲۰۱۳ بسط داده شده است و ۶۹ مشاهدات سری زمانی را برای هر ایالت ارایه می دهد. این امر به ما اجازه می دهد تا اولین مطالعه سری های زمانی در مورد تاثیر نوسانات درآمد بر توزیع درآمد را معرفی کنیم. علاوه بر این، رویکرد سری های زمانی ما، سوگیری به اصطلاح تجمعی را از مطالعه پانلی مذکور حذف می کند. به عبارت دیگر، این نتیجه که نوسان درآمد در ایالات متحده نابرابری درآمدی را بدتر نموده است، ممکن است در برخی ایالات صادق باشد، اما در همه ایالت ها اینگونه نیست.

بنابراین، در این مقاله، ما از مجموعه داده های توسعه یافته فرانک (۲۰۰۹) در سطح ایالتی برای ارزیابی تاثیر نوسانات درآمد بر معیار نابرابری درآمد (GINI) در هر یک از ۵۰ ایالت به اضافه منطقه کلمبیا استفاده می کنیم. ما رویکرد ARDL خطی پسران و همکاران (۲۰۰۱) را در مدل سازی تصحیح خطا و هم‌جمعی برای بررسی اثرات کوتاه مدت و طولانی مدت نوسانات بر روی GINI ها به کار می گیریم تا نشان دهیم که نوسانات درآمد کوتاه مدت باعث توزیع درآمد در نه ایالت می شود (یعنی در، آلاسکا، آریزونا، جورجیا، مریلند، ماساچوست، میسوری، نیوهمپشایر، پنسیلوانیا، و داکوتای جنوبی). با وارسی نمودن مجموع برآوردهای کوتاه مدت، تاثیرات فزاینده نوسانات بر روی GINI در آلاسکا، آریزونا، و داکوتای جنوبی نابرابر ساز بود، اما در شش ایالت دیگر برابر ساز بود. با این حال، در هیچ یک از ایالات، ما اثرات کوتاه مدتی را مشاهده نمی کنیم که به اثرات معنی دار بلند مدت منتهی شود.

با گمان اینکه تعدیل نوسانات درآمد می تواند غیر خطی باشد، ما همچنین رویکرد ARDL غیرخطی شین و همکاران (۲۰۱۴) را در نظر گرفتیم که به ما اجازه می دهد تا امکان اثرات نامتقارن نوسانات درآمد را ارزیابی کنیم. همین که افزایش در نوسان از کاهش جدا می شود، ما متوجه می شویم که، در واقع، تاثیرات نوسان در

GINI ماهیتا نامتقارن هستند. به طور دقیقتر، ما اثرات نامتقارن فزاینده کوتاه مدت را در ۳۹ ایالت به جز علیّت نامتقارن در ۳۱ ایالت کشف نمودیم، که یک بهبود قابل توجه در مقایسه با نتایج مدلهای خطی است. با این حال، اثرات کوتاه مدت به تاثیرات بلند مدت قابل توجه، معنی دار و نامتقارن در ۱۶ ایالت تبدیل شده است. به طور دقیقتر ما دریافتیم که در ۹ ایالت فلوریدا، ایندیانا، کانزاس، لوییزیانا، میشیگان، مونتانا، نبراسکا، داکوتای جنوبی، و وایومینگ، نوسان افزایش یافته درآمد، نابرابری درآمدی را بدتر می نماید و در ۱۰ ایالت، یعنی، آیداهو، ایندیانا، میشیگان، می‌سی‌سی‌پی، میسوری، نوادا، رود آیلند، ویرجینیای غربی، و وایومینگ، نوسان کاهش یافته نابرابری را بدتر می نماید. علاوه بر این، ما دریافتیم که در آریزونا، دلاور، آیداهو، مین، مینه سوتا، نیویورک، تگزاس، تگزاس، و ورمونت، روند تعدیل نسبت به طولانی مدت، غیر خطی است. اگر ما هر دو مدل را با استفاده از داده های جمع آوری شده از آمریکا در نظر بگیریم، این یافته ها در سطح ایالتی به وضوح پوشیده گشته اند. نتایج در ابتدای جدول ۱ برای ایالات متحده به عنوان یک کل، هیچ تاثیر قابل توجهی از نوسان درآمد بر روی GINI نشان نمی دهد. جداسازی از نظر ایالتی در ارایه اثرات نامتقارن معنی دار در ۱۶ ایالت ذکر شده در بالا سودمند است.

یافته های نامتقارن جالب ما حاکی از آن است که در اینجا در ایالات متحده، کاهش درآمد و یا نوسان خروجی به کاهش نابرابری درآمدی کمک نخواهد کرد. سیاست های دیگری همچون کاهش مالیات درآمدی افراد کم درآمد و بالا بردن مالیات ثروتمندان و سایر سیاست های رفاهی می تواند تنها راه برای پرداختن به توزیع ناعادلانه درآمد باشد. تحقیقات آینده باید مسیر سری زمانی را در نظر بگیرند که ما آن را در این مقاله نه تنها برای بازبینی این مساله در ایالات متحده، بلکه در سایر کشورها معرفی نموده ایم.

جدول1

Table 1: Full-Information Estimates of Both Linear and Nonlinear ARDL Models

	USA		Alabama		Alaska		Arizona	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$	.25(1.78)*	.24(1.73)*		.16(1.12)			-.07(.52)	
$\Delta LnGINI_{t-2}$				.27(1.87)*			-.34(2.62)**	
$\Delta LnGINI_{t-3}$								
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	-.01(.77)		.01(.38)		.01(1.68)*		.02(2.44)**	
$\Delta LnVOL_{t-1}$	-.01(1.08)							
$\Delta LnVOL_{t-2}$	.01(1.34)							
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		-.32(1.75)*		.68(1.91)*		.29(1.68)*		-.08(.35)
ΔPOS_{t-1}		-.28(1.43)						-.61(2.29)**
ΔPOS_{t-2}								-.49(2.00)**
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		.43(1.56)		-.39(1.64)		.25(1.51)		.53(1.59)
ΔNEG_{t-1}								.87(2.66)**
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.60(.22)	-.75(4.77)**	-.12(.11)	-.94(21.4)**	.65(.33)	-.54(1.56)	-21.10(.17)	-.71(10.20)**
$LnVOL_t$	.16(.30)		.10(.35)		.32(.63)		-3.89(.17)	
POS_t		1.39(.68)		.17(.22)		4.45(.89)		2.22(1.58)
NEG_t		-.61(.29)		-1.64(2.1)**		3.92(.73)		.96(.67)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.06	1.08	.46	2.37	3.30	.87	3.42	3.62
ECM_{t-1}	-.01(.55)	-.07(1.31)	-.02(1.01)	-.24(2.18)	-.03(.77)	-.06(1.00)	.01(.16)	-.19(2.40)
LM	.38	.24	.01	.78	.87	1.05	.14	.11
RESET	6.32**	3.19*	1.22	.06	.15	.01	.36	.81
$QS(QS^2)$	S(US)	S(US)	S(S)	S(US)	US(US)	S(US)	S(S)	S(S)
Adjusted R^2	.99	.99	.97	.97	.91	.91	.97	.97
Sollis	.62		.21		.27		5.73**	
PASCALAU	.42		.16		.40		3.98**	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.08		.15		2.82*		5.93**	
$\sum \pi_i = 0$		5.08**		3.66*		2.82*		6.05**
$\sum \pi_i = 0$		2.45		2.70*		2.28		7.77**
Wald-S		5.24**		5.83**		.14		10.26**
Wald-L		23.93**		68.15**		.23		56.91**

Table 1 continued.

	Arkansas		California		Colorado		Connecticut	
	L-ARDL	**NL-ARDL**	**L-ARDL**	**NL-ARDL**	**L-ARDL**	**NL-ARDL**	**L-ARDL**	**NL-ARDL**
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$					-.25(1.89)*			
$\Delta LnGINI_{t-2}$					-.28(2.13)**			
$\Delta LnGINI_{t-3}$					-.27(2.05)**			
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.59)		-.01(1.15)		-.01(.26)		-.01(1.21)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$								
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.19(.92)		-.61(2.90)**		-.59(1.80)*		-.01(.04)
ΔPOS_{t-1}						-.51(1.50)		
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.11(.54)		.35(1.17)		1.09(2.25)**		-.21(1.32)
ΔNEG_{t-1}								
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-.25(.49)	-.81(12.92)**	1.09(.40)	-.86(4.70)**	.03(.01)	-.76(19.4)**	5.44(.09)	-.91(10.21)**
$LnVOL_t$	.08(.59)		.25(.51)		-.16(.18)		2.81(.01)	
POS_t		.72(.95)		-.70(.34)		1.36(1.22)		-.05(.04)
NEG_t		-.43(.57)		3.10(1.31)		-.03(.03)		-1.83(1.42)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	1.24	2.60	.04	1.58	.01	3.20	1.41	3.41
ECM_{t-1}	-.05(1.35)	-.27(2.77)	-.01(.65)	-.07(1.42)	-.01(.27)	-.21(2.76)	.01(.10)	-.12(1.93)
LM	1.30	.01	.33	.59	.07	2.51	.02	.76
RESET	.01	1.25	2.58	.66	.01	.35	.01	.21
QS(QS^a)	US(S)	S(US)	S(US)	S(US)	S(S)	US(US)	US(US)	US(S)
Adjusted R^2	.93	.93	.99	.99	.95	.95	.98	.98
Sollis	.21		.14		.36		2.23	
PASCALAU	.14		.59		.36		1.47	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.34		1.32		.07		1.47	
$\sum \pi_i^2 = 0$		.84		8.43**		5.82**		.01
$\sum \pi_i = 0$		.29		1.36		5.05**		1.75
W_{LR}		5.70**		5.84**		7.85**		3.29
W_{SR}		47.32**		18.30**		47.63**		32.52**

Table 1 continued.

	Delaware		Florida		Georgia		Hawaii	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$	-.30(2.32)**	-.26(2.07)**	.99(53.50)**			.21(1.60)		.31(1.91)*
$\Delta LnGINI_{t-2}$								
$\Delta LnGINI_{t-3}$								
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.05)		.01(.66)		.01(.26)		-.01(.75)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$					-.01(2.70)**			
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.15(.74)		-.18(.77)		-.06(.37)		.21(.91)
ΔPOS_{t-1}				-.63(2.15)**		-.39(2.20)**		
ΔPOS_{t-2}				-.67(2.46)**		.27(1.58)		
ΔPOS_{t-3}				-.44(1.60)				
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-1.43(3.00)**		.66(1.88)**		.29(1.01)		-.99(1.84)*
ΔNEG_{t-1}		.55(1.15)						1.29(2.37)**
ΔNEG_{t-2}		.16(.35)						-.99(1.71)*
ΔNEG_{t-3}		-1.35(3.13)**						
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-.60(1.61)	-.84(8.61)**	1.70(.30)	-.67(6.90)**	6.04(.16)	-.84(21.5)**	-.20(.77)	-.72(21.19)**
$LnVOL_t$	.01(.05)		.39(.38)		1.32(.18)		.11(1.62)	
POS_t		.91(.78)		2.67(2.43)**		.69(1.24)		1.15(.84)
NEG_t		-.04(.04)		.74(.67)		-.80(1.44)		.46(.28)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.92	1.70	.28	4.29*	.71	3.99	2.63	1.70
ECM_{t-1}	-.06(.99)	-.17(2.06)	-.01(.41)	-.19(3.06)	-.01(.18)	-.24(3.10)	-.09(2.04)	.18(2.00)
LM	6.99**	.11	.11	.50	.48	.01	2.37	.01
RESET	1.38	.17	.36	.14	2.54	.06	.47	4.71**
$QS(QS^*)$	S(US)	S(US)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	US(S)	S(S)
Adjusted R^2	.77	.82	.98	.98	.99	.99	.92	.93
Sollis	6.50**		.06		1.22		.32	
PASCALAU	4.27**		1.21		.87		.46	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.01		.43		3.56*		.57	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.55		7.31**		4.82**		.83
$\sum \pi_i = 0$		6.67**		3.56*		1.01		.46
W_{ald-s}		7.11**		8.06**		3.98**		.69
W_{ald-L}		7.14**		102.32**		274.32**		2.93*

Table 1 continued.

	Idaho		Illinois		Indiana		Iowa	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$	-.46(3.59)**						-.29(2.35)**	-.20(1.41)
$\Delta LnGINI_{t-2}$	-.29(2.29)**						-.04(.33)	.04(.31)
$\Delta LnGINI_{t-3}$							-.35(2.85)**	-.27(2.11)**
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.07)		.01(.63)		.01(1.17)		.01(1.45)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$								
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.21(.92)		-.30(1.39)		-.70(2.38)**		.28(1.61)
ΔPOS_{t-1}				-.35(1.63)		-1.44(3.6)**		
ΔPOS_{t-2}						-1.05(3.0)**		
ΔPOS_{t-3}						-.75(2.30)**		
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.52(1.93)*		.69(2.24)**		.25(.82)		.11(.55)
ΔNEG_{t-1}						.47(1.58)		
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-.27(.23)	-.88(47.03)**	1.25(.33)	-.72(4.12)**	12.67(.08)	-.90(83.3)**	.17(.21)	-.69(3.77)**
$LnVOL_t$	-.02(.08)		.28(.43)		2.77(.08)		.22(.99)	
POS_t		.39(.93)		2.69(1.09)		1.55(5.85)**		1.19(1.27)
NEG_t		-.95(2.27)**		.60(.24)		-.46(1.97)**		.47(.47)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.22	7.47**	.22	1.52	1.01	9.73**	.83	2.17
ECM_{t-1}	-.02(.73)	-.54(4.28)**	-.01(.54)	-.08(1.52)	-.01(.09)	-.56(5.09)**	-05(1.49)	-.24(2.12)
LM	.32	3.83*	.38	.29	1.93	.46	.35	.44
RESET	.03	.02	2.72*	2.36	.53	5.45**	.13	.23
QS(QS^2)	S(US)	S(S)	S(S)	S(S)	US(S)	S(US)	S(US)	S(US)
Adjusted R^2	.93	.93	.99	.99	.98	.99	.93	.93
Sollis	6.48**		.21		.92		.60	
PASCALAU	4.46**		.30		.71		.42	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.01		.40		1.37		2.11	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.85		4.72**		16.62**		2.58
$\sum \pi_i^- = 0$		3.74*		5.03**		3.32*		.30
Wald-S		15.88**		7.02**		15.40**		2.74*
Wald-L		226.19**		26.75**		1011.3**		23.83**

	Kansas		Kentucky		Louisiana		Maine	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$	.29(2.29)**					.23(1.68)*	-.33(2.63)**	
$\Delta LnGINI_{t-2}$						.30(1.91)*		
$\Delta LnGINI_{t-3}$						.30(1.84)*		
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(1.52)		.01(1.26)		.01(1.24)		-.01(.10)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$								
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		-.01(.04)		.13(.64)		-.12(.49)		.27(.98)
ΔPOS_{t-1}		-.74(1.93)*				-.72(2.26)**		
ΔPOS_{t-2}		-.55(1.39)				-.73(2.48)**		
ΔPOS_{t-3}						-.68(2.17)**		
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		1.44(3.68)**		-.18(.69)				-.29(1.11)
ΔNEG_{t-1}		-.54(1.28)						
ΔNEG_{t-2}		1.08(2.56)**						
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.95(.39)	-.71(11.91)**	-.09(.19)	-.83(15.1)**	.25(.29)	-.79(25.0)**	-.64(1.28)	-.87(44.86)**
$LnVOL_t$	.36(.65)		.14(1.09)		20(.96)		-.01(.10)	
POS_t		3.27(2.66)**		.50(.61)		1.92(3.82)**		.54(1.06)
NEG_t		1.62(1.37)		-.70(.78)		.46(.91)		-.57(1.10)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.91	4.28*	1.38	2.59	1.07	5.22**	.49	5.26**
ECM_{t-1}	-.20(.71)	-.24(2.74)	-.01(.18)	-.25(2.59)	-.03(1.22)	-.50(3.98)**	-.06(1.36)	-.51(4.24)**
LM	2.65	5.37**	.19	.26	.09	.01	3.10*	.71
RESET	.01	.83	.01	.24	2.46	.01	.80	3.84**
QS(QS^2)	S(US)	S(S)	US(S)	S(S)	S(US)	S(US)	US(S)	S(S)
Adjusted R^2	.96	.96	.95	.95	.97	.97	.89	.90
Sollis	.12		.11		.04		4.50**	
PASCALAU	.89		.26		.21		3.91**	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	2.31		1.59		1.54		.01	
$\sum \pi_i^+ = 0$		3.95**		.41		9.22**		.97
$\sum \pi_i^- = 0$		10.84**		.47		10.08**		1.24
W_{LR}^S		10.16**		4.67**		12.19**		14.10**
W_{SR}^S		78.31**		43.40**		493.60**		120.07**

Table 1 continued.

	Maryland		Massachusetts		Michigan		Minnesota	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$					-.21(1.59)	.11(.87)	-.27(2.09)**	
$\Delta LnGINI_{t-2}$					.18(1.37)	.43(3.46)**		
$\Delta LnGINI_{t-3}$						.19(1.50)		
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	-.01(1.78)*		-.01(1.44)		.01(.03)		.01(1.00)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$			-.01(1.55)					
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		-.01(.08)		-.57(2.47)**		-.42(1.87)*		.40(1.70)*
ΔPOS_{t-1}				-.38(1.66)*		-.58(2.22)**		
ΔPOS_{t-2}						-.49(1.92)*		
ΔPOS_{t-3}						-.41(1.76)*		
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.35(1.55)		.38(1.19)		.52(2.02)**		.71(2.43)**
ΔNEG_{t-1}								
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.71(.25)	-.91(19.29)**	3.51(.18)	-.86(11.3)**	.36(.09)	-.90(99.1)**	.05(.09)	-.81(13.58)**
$LnVOL_t$	.27(.47)		.69(.20)		.02(.03)		.14(1.02)	
POS_t		-.6(.09)		-.04(.03)		.78(3.29)**		.43(.61)
NEG_t		1.57(2.01)**		1.80(1.45)		-.66(3.02)**		-.83(1.04)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.27	2.75	.11	2.66	.01	9.39**	.06	3.42
ECM_{t-1}	-.01(.55)	.22(2.78)	-.01(.21)	-.14(2.35)	-.01(.38)	-.63(5.27)**	-.03(1.31)	-.19(2.83)
LM	.01	1.07	.01	.28	.06	.01	.09	1.12
RESET	.26	.01	.65	.01	.55	.14	.01	.13
QS(QS*)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)
Adjusted R^2	.96	.96	.98	.98	.98	.99	.97	.97
Sollis	.36		.36		1.40		3.45**	
PASCALAU	.26		.71		1.06		2.67*	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	3.18*		5.14**		.01		1.01	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.01		9.10**		8.11**		2.90*
$\sum \pi_i^- = 0$		2.39		1.42		4.08**		5.92**
$Wald_S$		6.83**		6.63**		9.09**		7.11**
$Wald_L$		73.07**		56.15**		1210.9**		64.25**

Table 1 continued.

	Mississippi		Missouri		Montana		Nebraska	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$		.29(2.27)**			-.20(1.54)	.14(.90)	-.18(1.43)	
$\Delta LnGINI_{t-2}$		.42(3.04)**				.26(1.74)*		
$\Delta LnGINI_{t-3}$		.25(1.84)*				.31(2.27)**		
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.13)		-.01(.30)		.01(.99)			
$\Delta LnVOL_{t-1}$	-.02(1.92)*		-.01(2.38)**				.01(1.31)	
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.27(1.23)		-.06(.34)		.37(1.85)*		-.39(.73)
ΔPOS_{t-1}								
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.26(.47)		-.31(1.55)		.28(.85)		.69(1.58)
ΔNEG_{t-1}		-.94(2.18)**				-.41(1.39)		-.77(1.79)*
ΔNEG_{t-2}						-.58(1.95)*		
ΔNEG_{t-3}						.58(1.84)*		
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-.41(.53)	-.92(25.92)**	.78(.26)	-.88(17.6)**	.04(.05)	-.91(21.0)**	-.06(.11)	-.75(13.75)**
$LnVOL_t$	.03(.16)		.30(.44)		.16(.79)		.15(.98)	
POS_t		.62(1.33)		-.32(.33)		.71(1.87)*		1.25(2.23)**
NEG_t		-.76(1.75)*		-1.68(1.71)*		-.41(1.08)		.08(.15)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.58	5.44**	.23	1.96	.75	4.16	.78	5.08**
ECM_{t-1}	-.04(1.15)	-.44(4.15)**	-.01(.59)	.19(2.29)	-.05(1.41)	-.52(3.32)*	-.07(1.73)	-.44(4.07)**
LM	1.66	.83	.01	.48	.74	.16	1.31	.01
RESET	0.9	4.27**	1.04	.22	.01	.02	2.00	.24
QS(QS^2)	S(S)	S(S)	US(S)	S(S)	S(S)	S(S)	S(US)	US(US)
Adjusted R^2	.93	.94	.97	.97	.93	.95	.90	.91
Sollis	.63		.30		.31		.87	
PASCALAU	.68		.35		.20		.57	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	1.70		4.11**		1.00		1.71	
$\sum \pi_i^+ = 0$		1.52		.12		3.43*		.54
$\sum \pi_i^- = 0$		3.38*		2.40		.03		.02
W_{LR}		4.40**		4.71**		.45		.13
W_{SR}		162.22**		57.83**		204.29**		108.52**

Table 1 continued.

	Nevada		New Hampshire		New Jersey		New Mexico	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$	-.47(3.84)**	-.21(1.66)*	-.53(4.44)**	-.33(2.74)**			-.34(2.74)**	
$\Delta LnGINI_{t-2}$	-.31(2.45)**							
$\Delta LnGINI_{t-3}$	-.32(2.67)**							
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$			.01(.15)		-.01(.54)		.01(.28)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$			-.02(2.47)**					
$\Delta LnVOL_{t-2}$			-.02(2.07)**					
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.11(.54)		-.27(1.38)		-.01(.02)		.27(.92)
ΔPOS_{t-1}								
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.63(2.20)**		-.61(2.66)**		-.16(1.08)		-.45(1.27)
ΔNEG_{t-1}								
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-4.54(.29)	-.92(25.0)**	.75(.42)	-.87(31.6)**	-.48(.27)	-.87(9.16)**	-.40(.82)	-.84(24.03)**
$LnVOL_t$	-.55(.23)		.32(.76)		-.27(.29)		.04(.28)	
POS_t		.23(.54)		-.98(1.16)		-.02(.02)		.59(.94)
NEG_t		-1.34(2.93)**		-2.25(2.5)**		-1.77(1.21)		-.93(1.38)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.12	5.72**	.64	3.24	.24	1.75	.74	5.39**
ECM_{t-1}	.01(.25)	-.47(3.60)**	-.02(.81)	-.27(2.60)	-01(.40)	-.09(1.70)	-.07(1.52)	-.49(3.97)**
LM	5.54**	.01	.04	.02	.42	1.40	2.63	.73
RESET	.08	.31	1.37	1.05	.22	.01	.05	.89
QS(QS^2)	S(US)	S(S)	S(S)	S(S)	US(S)	S(S)	S(S)	S(S)
Adjusted R^2	.94	.95	.95	.95	.98	.98	.88	.88
Sollis	1.07		.77		.09		1.31	
PASCALAU	.92		1.02		.06		.94	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.38		6.58**		.29		.08	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.30		1.90		.01		.85
$\sum \pi_i^- = 0$		4.85**		7.05**		1.17		1.60
Wald-S		11.87**		6.79**		2.37		11.17**
Wald-L		212.10**		74.86**		23.96**		79.16**

Table 1 continued.

	New York		North Carolina		North Dakota		Ohio	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$		.21(1.52)	.04(.27)	.09(.71)	-.33(2.58)**			
$\Delta LnGINI_{t-2}$			.18(1.38)	.29(2.20)**				
$\Delta LnGINI_{t-3}$			-.26(1.97)**					
$\Delta LnGINI_{t-4}$							-.01(.12)	
$\Delta LnVOL_t$	-.01(.16)		.01(.17)		-.02(1.64)			
$\Delta LnVOL_{t-1}$					.01(.45)			
$\Delta LnVOL_{t-2}$					.03(2.79)**			
$\Delta LnVOL_{t-3}$					.02(1.54)			
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.05(.42)		.01(.54)		-.27(1.32)		.01(.11)
ΔPOS_{t-1}						-.14(.57)		
ΔPOS_{t-2}						.39(1.49)		
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.08(.51)		-.30(1.66)**		-.10(.80)		-.15(.91)
ΔNEG_{t-1}								
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-1.84(.35)	-.78(7.15)**	-.21(.20)	-.94(19.9)**	-.84(2.75)**	-.82(25.9)**	-.42(.29)	-.89(12.85)**
$LnVOL_t$	.11(.17)		.04(.17)		-.11(.94)		-.05(.12)	
POS_t		.78(.43)		.03(.05)		.22(.98)		.13(.11)
NEG_t		-1.13(.55)		-1.20(2.1)**		-.17(.80)		-1.25(1.10)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.30	1.76	.12	2.67	1.91	7.59**	.23	1.61
ECM_{t-1}	.01(.33)	-.07(1.41)	-.02(.70)	-.25(2.90)	-.09(1.94)	-.56(4.55)*	-.01(.62)	-.12(1.53)
LM	1.80	.16	.01	2.29	1.58	.59	.02	.07
RESET	1.55	2.05	.55	.14	.27	6.03**	1.73	1.66
QS(QS^2)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	US(US)	S(US)	US(S)	S(US)
Adjusted R^2	.99	.99	.97	.97	.89	.91	.98	.98
Sollis	2.87*		.74		.34		1.38	
PASCALAU	1.93		.55		.48		.94	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.02		.03		2.40		.02	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.18		.01		.01		.01
$\sum \pi_i^- = 0$		.26		2.75*		.64		.82
Wald-S		2.04		7.35**		.02		1.75
Wald-L		16.80**		95.76**		149.05**		26.42**

Table 1 continued.								
	Oklahoma		Oregon		Pennsylvania		Rhode Island	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$		.26(1.77)*	-.27(2.15)**				-.23(1.86)*	
$\Delta LnGINI_{t-2}$		.23(1.58)						
$\Delta LnGINI_{t-3}$								
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.88)		.01(.76)		-.01(.27)		-.01(1.59)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$	-.01(1.68)*				-.01(2.37)**			
$\Delta LnVOL_{t-2}$	.01(1.42)							
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.36(2.53)**		-.18(.66)		-.19(.71)		.36(1.11)
ΔPOS_{t-1}				-.53(1.84)*		-.64(2.30)**		-.54(1.54)
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		.31(1.02)		.95(2.41)**		.07(.39)		-.40(1.83)*
ΔNEG_{t-1}		-1.18(2.52)**						
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	-.10(.21)	-.80(48.88)**	.32(.20)	-.84(23.0)**	1.52(.49)	-.77(5.95)**	-1.75(.89)	-.92(23.70)**
$LnVOL_t$	.12(.98)		.18(.53)		.48(.68)		-.42(.57)	
POS_t		.81(3.17)**		.59(.85)		2.55(1.21)		.32(.59)
NEG_t		-.34(1.15)		-.81(1.17)		.76(.35)		-1.11(2.02)**
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	1.04	3.60	.55	2.89	.66	1.34	1.45	4.72*
ECM_{t-1}	-.05(1.46)	-.44(3.42)*	-.02(.77)	-.25(2.70)	-.01(.79)	-.09(1.59)	-.02(.65)	-.35(3.24)*
LM	.01	.01	.16	.45	.17	.21	1.26	.15
RESET	.02	.32	.47	1.12	2.45	1.06	.42	.19
QS(QS^2)	S(S)	S(S)	US(S)	S(S)	S(S)	S(S)	US(US)	S(S)
Adjusted R^2	.95	.96	.97	.97	.98	.98	.96	.96
Sollis	.53		.01		.49		1.28	
PASCALAU	.36		.07		.32		.84	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.08		.58		3.66*		2.53	
$\sum \pi_i^+ = 0$		6.43**		3.09*		4.77**		.12
$\sum \pi_i = 0$		2.50		5.84**		.16		3.34*
W_{SR-S}		4.24**		6.20**		4.47**		.14
W_{LR-S}		147.47**		111.40**		24.78**		169.53**

Table 1 continued.

	South Carolina		South Dakota		Tennessee		Texas	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$			-.31(2.41)**					
$\Delta LnGINI_{t-2}$			-.21(1.60)					
$\Delta LnGINI_{t-3}$								
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.18)		.20(1.74)*		.01(.13)		.01(1.25)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$	-.01(1.99)**						-.01(2.13)**	
$\Delta LnVOL_{t-2}$							.01(1.74)*	
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		-.01(.08)		.72(1.63)		-.05(.26)		-.05(.18)
ΔPOS_{t-1}				-1.51(3.0)**				-.67(2.15)**
ΔPOS_{t-2}				-.95(1.84)*				
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.16(.78)		.05(.11)		-.33(1.40)		.45(2.64)**
ΔNEG_{t-1}				.97(2.61)**				
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.62(.22)	-.87(7.60)**	2.14(.33)	-.62(7.03)**	-.36(.46)	-.86(15.5)**	.73(.96)	-.46(1.58)
$LnVOL_t$	.27(.42)		.83(.41)		.03(.13)		.33(1.69)*	
POS_t		-.12(.08)		2.01(3.48)**		-.27(.26)		7.96(1.26)
NEG_t		-1.39(1.00)		.99(1.87)*		-1.76(1.62)		7.10(1.01)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	.36	1.33	1.31	6.30**	.84	2.33	1.92	1.81
ECM_{t-1}	-.01(.63)	-.11(1.42)	-.02(.48)	-.47(4.33)**	-.03(1.08)	-.19(2.33)	-.03(1.68)	-.06(1.22)
LM	.53	2.46	.53	.58	.02	.38	.57	.68
RESET	2.20	.23	.65	.02	.05	.16	.73	.16
QS(QS^2)	S(S)	S(S)	S(US)	S(US)	US(S)	S(S)	US(S)	S(US)
Adjusted R^2	.97	.97	.90	.92	.96	.96	.98	.98
Sollis	.18		1.63		.12		2.82*	
PASCALAU	.13		1.07		.15		2.06	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	1.67		3.04*		.02		.24	
$\sum \pi_i^+ = 0$		.01		3.80*		.07		3.49*
$\sum \pi_i^- = 0$		.62		2.39		1.97		6.99**
W_{SR}		1.21		3.73*		4.29**		7.07**
W_{LR}		10.35**		90.30**		42.15**		.09

Table 1 continued.

	Utah		Vermont		Virginia		Washington	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$			-.30(2.33)**					-.05(.36)
$\Delta LnGINI_{t-2}$			-.22(1.69)*					.24(1.90)*
$\Delta LnGINI_{t-3}$								
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.59)		-.01(.24)		-.01(1.40)		-.01(.47)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$							-.01(1.55)	
$\Delta LnVOL_{t-2}$							.01(2.01)**	
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		-.38(1.35)		.01(.01)		.04(.26)		-.82(2.96)**
ΔPOS_{t-1}								-.50(1.53)
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		.44(1.23)		-.44(1.65)*		-.20(1.07)		.65(1.92)*
ΔNEG_{t-1}		-.29(.76)						.19(.52)
ΔNEG_{t-2}		.84(2.31)**						.75(2.13)**
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.12(.10)	-.81(7.7)**	-.63(.70)	-.89(26.1)**	.40(.18)	-.88(10.7)**	.02(.01)	-.91(11.58)**
$LnVOL_t$	.13(.50)		-.06(.23)		.19(.39)		.06(.13)	
POS_t		1.13(.74)		.01(.01)		.24(.26)		-.10(.10)
NEG_t		-.58(.36)		-1.34(1.7)**		-1.24(1.26)		-1.79(1.57)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	1.22	1.73	.54	3.92	.68	1.81	.25	3.52
ECM_{t-1}	-.02(.86)	-.13(1.61)	-.03(.94)	-.33(3.02)	-.01(.59)	-.16(2.37)	-.01(.70)	-.19(2.82)
LM	.49	.01	.13	1.10	.01	.12	.01	1.88
RESET	.60	1.38	.22	3.04*	.54	.16	1.46	.12
QS(QS^2)	US(S)	S(S)	S(S)	S(S)	US(S)	S(S)	S(S)	S(S)
Adjusted R^2	.97	.98	.94	.94	.97	.97	.98	.98
Sollis	.54		3.75**		.50		.23	
PASCALAU	1.94		2.60*		.32		.63	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	.35		.06		1.97		.01	
$\sum \pi_i^+ = 0$		1.83		.01		.07		10.85**
$\sum \pi_i = 0$		2.51		2.71*		1.14		8.21**
W_{SR}		3.99**		8.84**		4.90**		15.40**
W_{LR}		32.28**		89.78**		48.92**		95.73**

Table 1 continued.

	West Virginia		Wisconsin		Wyoming		District of Washington	
	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL	L-ARDL	NL-ARDL
Panel A: Short-Run Estimates								
$\Delta LnGINI_t$								
$\Delta LnGINI_{t-1}$		.040(2.81)**			-.36(2.79)**		-.39(3.20)**	-.28(2.30)**
$\Delta LnGINI_{t-2}$		.24(1.69)*			-.32(2.60)**			
$\Delta LnGINI_{t-3}$		.25(1.70)*			-.25(2.05)**			
$\Delta LnGINI_{t-4}$								
$\Delta LnVOL_t$	.01(.27)		.01(.29)		.01(.96)		-.01(.30)	
$\Delta LnVOL_{t-1}$	-.02(2.18)**							
$\Delta LnVOL_{t-2}$								
$\Delta LnVOL_{t-3}$								
$\Delta LnVOL_{t-4}$								
ΔPOS_t		.24(1.44)		-.44(1.83)*		.22(2.08)**		-.10(.22)
ΔPOS_{t-1}								1.07(2.10)**
ΔPOS_{t-2}								
ΔPOS_{t-3}								
ΔPOS_{t-4}								
ΔNEG_t		-.45(1.86)*		.21(.76)		-.30(2.05)**		-.36(1.34)
ΔNEG_{t-1}				-.52(1.66)*				
ΔNEG_{t-2}								
ΔNEG_{t-3}								
ΔNEG_{t-4}								
Panel B: Long-Run Estimates								
Constant	.87(.48)	.93(51.8)**	-.07(.06)	-.86(28.1)**	2.00(.32)	-.86(46.6)**	-.54(.98)	-.83(13.18)**
$LnVOL_t$	.42(.84)		.07(.28)		.44(.40)		-.04(.28)	
POS_t		.48(1.40)		.68(.88)		.50(2.13)**		-.24(.21)
NEG_t		-.91(2.70)**		-.80(1.01)		-.68(2.66)**		-1.44(1.29)
Panel C: Diagnostic Statistics								
F	2.33	4.49*	.31	2.69	.77	5.63**	.76	2.40
ECM_{t-1}	-.03(1.07)	-.50(3.49)*	-.01(.92)	-.20(2.45)	-.01(.42)	-.44(4.19)**	-.04(1.15)	-.25(2.57)
LM	1.02	1.32	.01	.05	4.91**	1.41	2.50	.39
RESET	.39	1.54	.15	3.18*	1.11	4.95**	.33	.23
QS(QS^2)	S(S)	S(S)	S(S)	S(S)	US(US)	S(S)	S(S)	S(S)
Adjusted R^2	.95	.95	.98	.98	.96	.96	.93	.93
Sollis	1.29		.32		.22		.41	
PASCALAU	.85		.21		.15		1.52	
Wald Tests								
$\sum \pi_i = 0$	1.89		.08		.93		.09	
$\sum \pi_i^+ = 0$		2.08		3.34*		4.31**		2.06
$\sum \pi_i^- = 0$		3.45*		.72		4.21**		1.79
W_{ald-s}		10.60**		.09		15.37**		2.90*
W_{ald-L}		245.89**		142.41**		237.68**		35.65**

ترجمه فا
TarjomeFa.Com

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

✔ لیست مقالات ترجمه شده

✔ لیست مقالات ترجمه شده رایگان

✔ لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی