



Munich Personal RePEc Archive

The price elasticity of demand for air travel in the United States.

Escañuela Romana, Ignacio

2 January 2018

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/83572/>
MPRA Paper No. 83572, posted 05 Jan 2018 11:56 UTC

The price elasticity of demand for air travel in the United States*.

Ignacio Escañuela Romana⁺

Enero 2018.

Abstract.

The object of this work is to estimate the price elasticity of demand for air transport of passengers in the United States, and review the adequacy of the various methods used to make a quantification of the elasticity of demand for a good or service. The problems to make a robust quantification of that value are classic and well-known. There are omitted variables, on both the demand and supply sides, and the problem of identifiability seems to be serious. The simple regression, which is the most common method, is analyzed. As well as the method of instrumental variables: using the price of oil. But the conclusion reached is that those procedures yield unreliable results. Through the quasi-experimental procedure, I get an estimate of the price elasticity of demand, with the drawback that includes the ability to switch between air routes. It offers a close, reliable quantification of the demand for air routes. Finally, harmonic analysis does suggest a value of the elasticity for the market as a whole. Both methods would give a solution to this econometric problem.

KEYWORDS: Elasticity, demand, identification, quasi-experiment, periodogram..

JEL CODES: C13, C29, D12, D43.

* Agradecer a las doctoras Leonor M Pérez Naranjo y M^a Genoveva Millán Vázquez de la Torre por los útiles comentarios recibidos.

⁺ Ph. D. Student, Universidad de Loyola. ignacioesro@gmail.com

La elasticidad precio de la demanda de transporte aéreo de pasajeros en los Estados Unidos*.

Ignacio Escañuela Romana⁺

Enero 2018.

Abstract.

El objeto de este trabajo es estimar la elasticidad precio de la demanda del transporte aéreo de viajeros en los Estados Unidos, y revisar la idoneidad de los distintos métodos empleados para realizar una cuantificación de esa elasticidad de la demanda de un bien o servicio. Los problemas para hacer una cuantificación robusta de ese valor son clásicos y bien conocidos. Existen variables omitidas, tanto en la demanda como en la oferta, y se da el problema de la identificabilidad por simultaneidad. Investigo la aplicación del método más común, el de regresión simple. Así como del procedimiento de variables instrumentales, utilizando los precios del petróleo. Pero la conclusión que alcanzo es que arrojan resultados poco fiables. Finalmente, mediante el procedimiento cuasi-experimental, obtengo una estimación relevante de la elasticidad precio de la demanda, con el inconveniente de que incluye la capacidad de cambiar entre rutas aéreas. Por lo que ofrece una cuantificación cercana, fiable, pero superior, a la global de la demanda de servicio aéreo. El análisis armónico sí sugiere un valor de la elasticidad para todo el mercado. Ambos métodos darían una solución a este problema econométrico.

KEYWORDS: Elasticidad, demanda, identificación, cuasi-experimento, periodograma.

JEL CODES: C13, C29, D12, D43.

1. Objeto.

La función de demanda ordinaria o Marshalliana relaciona los precios del bien o servicio con las cantidades que el consumidor desearía adquirir a esos precios: maximiza su utilidad, sujeta a una restricción presupuestaria que debe cumplir. Como tal, es la descripción matemática de la disposición a comprar de una persona, por lo que no es observable. Es, pues, un concepto teórico que engloba los efectos sustitución y renta. Las variaciones que causa el precio del bien o servicio en la decisión de consumo, por cambios en los precios relativos y en la renta real.

* Agradecer a las doctoras Leonor M Pérez Naranjo y M^a Genoveva Millán Vázquez de la Torre por los útiles comentarios recibidos.

⁺ Ph. D. Student, Universidad de Loyola. ignacioesro@gmail.com

$$X_1 = F(P_1, P_2, M)$$

Donde X_1 es la demanda del bien o servicio, P_1 es su precio, P_2 es el precio del resto de bienes y servicios, M es la renta del consumidor.

La demanda agregada será la suma de esas disposiciones: es un promedio final de diferentes decisiones tomadas por los consumidores, en función de múltiples motivaciones. Depende de las preferencias de cada consumidor y, crucialmente, de la distribución de la renta entre ellos, en relación con sus elasticidades renta y sus elasticidades precio. Cuando el precio del bien se modifica, esto implica un efecto sustitución en la demanda, y otro efecto renta. El consumidor cambia sus decisiones en función de la modificación en precios relativos y en la renta real de que dispone. Efectos que pueden estar enfrentados. Al agregar agentes, modificar gustos y rentas, es posible que se modifique el número de personas en los grupos de baja o elevada preferencia por los viajes, con lo que la respuesta final de demanda sea muy variada. Por ello, la demanda agregada no hereda las propiedades de la función individual de demanda, salvo la continuidad y homogeneidad (teorema Sonnenschein-Mantel-Debreu). “La teoría del consumidor no impone restricción alguna a la conducta agregada en general” (Varian, 1992, p.181). Por lo tanto, para concluir propiedades que nos aproximen a las preferencias reveladas, acerca de las funciones agregadas, hay que partir de supuestos acerca de las funciones individuales de demanda y de la distribución de las variables predictivas (p.ej., Chiapori et al., 2004, acerca de la necesidad de tener datos sobre individuos). Por lo que se supone, a partir de aquí, que la diferencia en preferencias en las personas, en relación con su renta, no es suficientemente fuerte como para que los movimientos en la renta per cápita provoquen una elasticidad precio agregada que no sea negativa. En todo caso, esta elasticidad precio debe ser cuantificada empíricamente.

Por lo tanto, estimar la elasticidad precio de la demanda es averiguar una relación teórica, directamente no observable, que expresa la disponibilidad de adquirir, en este caso, un servicio consistente en viajar en avión desde un lugar a otro, para un conjunto de consumidores. Bajo la restricción de una renta disponible. Es un promedio de la respuesta de diferentes consumidores. Los datos observados serían la “pista” para calcular una función que dé razón de la disposición a comprar. Estimando la función, podríamos calcular la elasticidad precio de la demanda. Si bien caben métodos no paramétricos, como el método cuasiexperimental aquí utilizado.

Sin embargo, la estimación de la elasticidad precio de la demanda del transporte aéreo de viajeros en los Estados Unidos enfrenta dos problemas clásicos. Primero, la existencia de variables omitidas, de las que no hay datos. Es un problema de la econometría clásica la existencia de sesgo si las variables omitidas guardan correlación con la variable dependiente, y con otras variables independientes. Es una de las condiciones de validez de la regresión que Keynes defendía: el listado completo de factores causantes (Garrone et al. 2004, p.7).

Segundo, el problema de la identificabilidad, debido a la endogeneidad de los precios. Tenemos datos de equilibrio entre oferta y demanda, y no de cómo se comportan individualmente esas dos funciones. Los precios son determinados simultáneamente a partir de dos ecuaciones diferentes, de modo que las decisiones de oferentes y demandantes se influyen. Romer (2016) lo expone con un ejemplo hipotético, en el que los datos no permiten estimar las funciones reales. Cada punto observado es un equilibrio entre dos funciones, por lo que tenemos más variables que observaciones. “So in the absence of any additional information, the elasticity of demand produced by each of these identified-in-the-sense-that-the-software-does-not-

barf models is meaningless” (p. 9). Es decir, la estimación carece de fiabilidad, incluso si los estadísticos y el ajuste fuesen aparentemente correctos.

$$Y_i = \beta X + \eta$$

$$COV(X, \eta) = \rho$$

$$\hat{\beta} = (X' X)^{-1} (X' Y) = (X' X)^{-1} [X' (X\beta + \eta)]$$

$$\hat{\eta} = \beta + (X' X)\rho$$

Si hay correlación entre variable independiente y residuos, entonces la estimación es sesgada. La simultaneidad y las variables omitidas introducen esa correlación.

La identificación de los coeficientes de la función con endogeneidad de los precios ha generado varias soluciones. Wright (1928) propuso el uso de variables instrumentales que, desplazando la oferta, pudiesen ayudar a estimar la demanda. Método que también puede solucionar el problema de variables omitidas. La dificultad es encontrar variables instrumentales válidas. Este trabajo reconsidera la dudosa solución de la regresión simple, y posteriormente explora el método de las variables instrumentales. Plantea la única significativa disponible, los precios del petróleo, pero muestra que no es válida porque influye también en los costes y precios de los medios de transporte competidores.

Otra solución propuesta es la realización de cuasi-experimentos naturales, seleccionando períodos cortos de tiempo en los que variaciones de los precios, fuertes y propias de una ruta, generen respuestas cuantificables en las cantidades. Períodos tan cortos que se pueda considerar, razonablemente, que el resto de variables omitidas no se han movido y que la variación de precios es exógena. La tercera vía planteada es el análisis armónico, que nos permitiría estimar los ciclos teóricos ocultos, bajo los datos observados, y la relación entre ellos.

2. Literatura científica.

Existe una muy extensa literatura científica sobre estimación de la función de demanda, así como en la estimación de esa función de demanda de los servicios de transporte aéreo de pasajeros. Se centra en un nivel de mercado nacional, o de rutas. Esporádicamente, de una compañía aérea en ciertas rutas o respecto a las rutas conectadas por un aeropuerto. Las metodologías propuestas son muy variadas, pero la más utilizada es la regresión lineal simple entre variables observadas directamente. Muy a menudo entre variables no estacionarias.

La demanda de un bien o servicio es más elástica respecto al propio precio, conforme más sustitutos tenga. La existencia de sustitutos al transporte aéreo de pasajeros se da a múltiples niveles (Brons et al., 2002, p.165). El primero es viajar o no viajar. Supongamos, por ejemplo, un viaje de turismo que puede ser cambiado por una estancia en un destino turístico mucho más cercano, o por la compra de un bien alternativo. El segundo, viajar a un destino o cambiarlo por otro. El tercero, utilizar el transporte aéreo o bien otro medio de transporte alternativo. Finalmente, elegir una ruta y una aerolínea. Distinguir estos cuatro niveles es muy importante, a la hora de valorar la elasticidad que estimamos. Podría incluirse un quinto nivel, que sería la elección de la clase en que se viaje. Como hace IATA en su trabajo de 2008.

Desde 1978, el transporte aéreo nacional en los EEUU está liberalizado. Además, el internacional también se ha ido liberalizando a través de acuerdos

bilaterales. Entre lo múltiples efectos que recoge la literatura científica destacan una bajada general en los precios, la introducción de aerolíneas de bajo coste, la incidencia de la discriminación de precios, etc. La posición de las aerolíneas es oligopólica en cada ruta. Lo que le permite ejercer un cierto poder de mercado. Pero siempre con la posibilidad de que entre un competidor, ya que el consumidor tiene acceso a comprar el mejor billete disponible, con información clara y directa.

La función de demanda de transporte aéreo tiene, teóricamente, una multiplicidad de variables explicativas (Brons et al. 2002, Litman 2017). Renta per cápita, actividad comercial, distancia de cada vuelo, localización geográfica, tiempo de espera en el aeropuerto, cuestiones de seguridad, diferencias culturales, abundancia relativa de redes de transporte, factores relacionados con la renta per cápita, diferencias entre pasajeros de negocios y de turismo, calidad del servicio en cuestiones intangibles, entre otros. Sobre muchos de estos aspectos hay un doble problema: son posibles cambios en el tiempo y, además, no disponemos de datos. Por ejemplo, no hay datos sobre motivos de viaje.

El valor de la elasticidad precio de la demanda del transporte aéreo de viajeros varía mucho entre estudios. P.ej., Oum et al. (1992) revisan múltiples estudios y la sitúan generalmente en el entorno de -0.82 y -1.48 , aunque registran estudios con valores más extremos como -0.36 y -1.81 . Brons et al. (2002) en su estudio comparativo de 37 investigaciones empíricas sobre la elasticidad precio de la demanda de pasajeros de viajes por avión llegan a una elasticidad precio media de -1.146 . Distinguiendo la demanda de viajeros por trabajo o negocios, de la demanda de viajeros por viajes turísticos o de placer, apuntan que la primera demanda es inelástica, mientras la segunda es elástica (Oum et al., 1992, p.150). IATA (2007) da valores de -1.4 para la elasticidad de la demanda de viajes aéreos de rutas, y -0.8 para la elasticidad del mercado nacional al completo, que excluye la posibilidad de cambiar de una ruta a otra. Y afirma que para EEUU éstos son los valores. Así como recoge que la elasticidad de la demanda en viajes de distancias largas, y viajes por negocios/ laboral, es más baja. En un caso por la menor capacidad de cambiar a otros modos de transporte. En la otra por la imposibilidad de cambiar fecha y destino. La variación de valores modifica fundamentalmente la estructura del mercado, pues si la demanda es inelástica, las empresas tenderán a mover precios con más libertad, que si es elástica y la demanda reacciona proporcionalmente con más fuerza.

Existen dos grandes grupos de viajeros, quienes lo hacen por placer, hacia un destino de ocio, y los que lo realizan por motivo de negocios o laboral. Estos grupos utilizan los servicios de viajes por avión por motivos diferentes, y con factores determinantes distintos. Las demandas serían diferentes, los modelos también. La demanda de viajes aéreos para motivos negocios o laborales es menos sensible a los cambios en las tarifas aéreas, tiene menor capacidad de sustitución, y una mayor valoración del tiempo de viaje como coste (por ejemplo, Brons et al. 2002). Finalmente el viajero por motivo negocio o trabajo tiende a comprar o reservar el billete con menor antelación, y sin poder modificar destino. Elemento clave que sirve a las aerolíneas para discriminar precios en su contra. Por lo que se enfrenta también a tarifas aéreas claramente más altas, con una discriminación de precios que, generalmente, le penaliza. Un incremento de tarifas le perjudica más respecto a la renta per cápita.

En consecuencia, la diferencia entre las demandas por estos dos motivos está en las preferencias en coste del tiempo del viaje, el momento de reserva y tipo de asiento, la posibilidad de cambiar de fecha y hora de viaje y de la ruta y destino, así como la relación relativa de las tarifas iniciales en ambos tipos de viajes.

Las aerolíneas siguen una discriminación de precios de tercer grado según el momento de compra y, secundariamente, las características del asiento. Discriminación favorecida por programas informáticos de gestión de reservas y compras online. Ésta es una de las características centrales del funcionamiento del mercado de viajes de pasajeros en avión: “air carriers separate price-sensitive consumers with relatively low disutility from travel restrictions from price-inelastic consumers with high disutility from ticket restrictions” (Stavins, 1996, p.2).

Lo que delata la existencia de diferentes grupos de consumidores, con distinta elasticidad precio de la demanda. La discriminación de precios consiste en cobrar distintos precios a diferentes consumidores, por básicamente el mismo servicio. Generalmente, las aerolíneas venden con antelación los billetes, cargando precios más baratos. Conforme se venden, los precios van subiendo. De tal modo que quienes tienen poca elasticidad en su demanda, deben viajar en esa ruta y esas fechas, compran más tarde los billetes, sin capacidad para modificar fecha y destino, y comprarán esos billetes más caros (p.ej., Bergantino et al. 2015, considerando la literatura científica disponible). “The hypothesis that price drops are designed to increase a flight's realized load factor finds support in our data” (Bilotkach et al., 2012, p. 3). De tal forma que la aerolínea logra quedarse con una parte importante del excedente de los consumidores, aumentando sus ingresos, cargando precios superiores al coste marginal. Es discriminación de tercer grado: diferentes precios a distintos grupos de consumidores. La discriminación por tipo de servicio también existe, pero tiene importancia secundaria (tipo de asiento, espacio, tipo de comida en vuelo, y otros), y es una discriminación de precios de segundo grado. En principio, pues, las compañías aéreas intentarían dar los precios más altos por los viajes a los consumidores cuya demanda es más inelástica. Y los más bajos a los que tienen una demanda más elástica.

La relación entre elasticidad del precio y discriminación de precios (Hallowell y Heskett, 1997):

$$\frac{p - cmg}{p} = \frac{-1}{\epsilon}$$

Donde p es precio, cmg es el coste marginal, ϵ es la elasticidad precio de la demanda. Por lo que suponiendo dos grupos de demandantes diferenciados, grupo i y grupo j , para cada uno de ellas la empresa fijará unos precios que cumplan esa relación. Si los coste marginales son constantes, entonces se llega a la expresión:

$$\frac{p_i}{p_j} = \frac{1 + \frac{1}{\epsilon_j}}{1 + \frac{1}{\epsilon_i}}$$

Que es la llamada “Ramsey pricing rule”. La empresa intenta que los consumidores con menos elasticidad de la demanda paguen más.

No tenemos datos fiables de ambos grupos de demandantes. Identificarlos a partir de tarifa impuesta en el modelo de discriminación de precios introduce sesgos. Primero, autocalificarse para una tarifa no implica necesariamente que se viaje por un motivo u otro. Da errores de medida importantes (Brons et al., 2002, lo recogen en la p. 167, aunque a pesar de ello consideran que las tarifas diferenciales entre clases de viajeros sigue siendo un proxy de los motivos de viaje). Segundo, la discriminación no es homogénea para todas las rutas, aeropuertos y aerolíneas; por lo que distinguir entre

tipos de viajeros según su tarifa, introduciría sesgos de oferta en la estimación de la demanda. Empeorando el problema de la identificación. Finalmente, el valor de la elasticidad precio de la demanda global, es también muy importante y averiguarlo es un problema equivalente al de otros mercados: por ejemplo, estimar la elasticidad precio de la demanda de gasolina y gasoil, independientemente de si ese consumo lo hace un conductor por ocio o por motivos profesionales.

En conclusión, en este estudio se toman los precios medios de las tarifas de avión, para calcular la elasticidad precio promedio. Este valor es relevante y conocerlo muy importante para comprender el funcionamiento de esta industria. No obstante, bajo esta cuantificación está una discriminación de precios que da diferentes costes para distintos consumidores.

3. Problemas metodológicos y series de datos.

Las series de datos utilizadas son las siguientes:

- Series para el mercado nacional de EEUU, trimestrales. Todas desestacionalizadas (promedio centrado de cuatro trimestres) e incorporadas al modelo transformadas por logaritmos neperianos.
 - o Pasajeros domésticos (origen y destino en aeropuertos de los EEUU) en viajes de avión. Fuente: Bureau of Transportation Statistics.
 - o Población de los Estados Unidos. Fuente: OECD, “Main Economic Indicators” a través de FRED, Federal Reserve Bank of St Louis. Divido pasajeros domésticos por población (PDR).
 - o Serie de precios de los viajes de avión, en promedio de las ciudades de Estados Unidos, calculada, pues, como una serie de precios de consumo. Fuente: Bureau of Labor Statistics. La deflacto por la serie de precios al consumo (ACPIR).
 - o Serie de gastos per cápita, en términos reales (GCPCR). Fuente: US Bureau of Economic Analysis, a través de FRED, Federal Reserve Bank of St Louis.
 - o Series de precios del keroseno, de la gasolina y del petróleo. Fuente: US Energy Information Administration.
- Datos para rutas individuales domésticas en los EEUU pasajeros y precios (U.S. DB1A data, U.S. domestic). Datos de la AAPP de Estados Unidos, sobre una muestra tomada del 10%, tomados al azar, de todos los tickets vendidos en los EEUU para el viaje en aerolíneas. Desde 1993.

Estos datos son sometidos a una serie de transformaciones para que puedan ser utilizados en la estimación econométrica. Las series de precios nominales son deflactadas por el IPC. Todas las series son desestacionalizadas, mediante medias centradas de cuatro trimestres.

Se necesita trabajar con series estacionarias. La literatura científica rechaza la realización de regresiones directas entre series de datos integradas, que sólo lograría relacionar sus respectivas tendencias temporales. El resultado puede ser sesgado. Se califica como una regresión espuria (Granger et al., 1974, en torno a la tesis de que las regresiones entre variables no estacionarias pueden no tener sentido real). La autocorrelación de los residuos anularía el valor de cualquier regresión, por alto que fuese el valor del coeficiente de determinación. El modelo estimado estaría mal

especificado, por variables omitidas, variables irrelevantes y/o residuos autocorrelacionados (Granger et al., 1974, p. 117).

La estacionaridad de un proceso estocástico nos dice que la distribución de probabilidad de la variable, en los diferentes momentos del tiempo, no varía. La variable se distribuye de forma idéntica en el tiempo. La estacionaridad débil o en sentido amplio, si el primer y segundo momento (media y varianza) no varían con el tiempo, y la autocorrelación depende sólo del desfase entre los dos momentos de tiempo. La estacionaridad generalizaría al dominio del tiempo la idea de probabilidad clásica (Álvarez Vázquez, 1998, p. 289), hablando de procesos independientes del tiempo. Es el supuesto más importante para aplicar la hipótesis estocástica a las series temporales.

Ahora bien, tendencia y ciclo son conceptos teóricos no observables. La elección es teórica y no contrastable (Muñoz y Kikut, 1994, p.5). Canova (1998): el procedimiento empleado para sacar la tendencia puede modificar los datos utilizados como representación del ciclo.

Por lo anterior, aplico tres formas alternativas de quitar la tendencia temporal. Descarto diferenciar las series, porque elimina información a medio y largo plazo que puede ser relevante (Álvarez Vázquez, 1998, p.382).

La primera es aplicar el filtro Hodrick-Prescott. Procedimiento bien establecido en la literatura científica. El segundo es detraer una tendencia temporal estimada por mínimos cuadrados ordinarios. Suponiendo, pues, que la serie presenta una deriva determinista. La tercera forma es el método de la cuerda, detraer una tendencia lineal que une los datos de inicio y término de la serie. Rectificación del método anterior, porque éste amplificaría incorrectamente los valores cíclicos de los extremos de la serie.

El filtro HP consiste en minimizar la suma de las desviaciones de la serie respecto a la tendencia al cuadrado, suavizando por la suma de los cuadrados de las segundas diferencias de los componentes de tendencia. Su uso en modelos econométricos es dudoso, y tanto más en los dinámicos (Ahumada et al., 1999, p.15). Ya que generaría un doble problema de variables omitidas y de un problema de autocorrelación. Ravn et al. (1997) señalan que el filtro podría ser el mecanismo generador de los ciclos propuestos. Modificando, pues, la información. Lo que implica la necesidad de hacer “a careful study of the residual autocorrelation in dynamic models to avoid inconsistencies” (Ahumada et al., 1999, p. 16).

La hipótesis de no autocorrelación señala (Álvarez Vázquez, 1998, p. 116):

$$\text{cov}(u_t, u_{t'}) = E[V_t - E(V_t)][V_{t'} - E(V_{t'})] = 0$$

Los otros dos métodos son, primero, detraer una tendencia lineal respecto al tiempo, calculada por regresión simple. Y, en segundo lugar, restar una tendencia lineal respecto al tiempo, calculada por el método de la cuerda: uniendo el primer y el último dato disponibles. Detraer una tendencia lineal calculada por regresión lineal es simplemente quitar una media. Mientras que el método de la cuerda se utiliza porque ese método anterior amplifica el carácter explosivo de los extremos de la serie (Álvarez Vázquez, 2002, p. 61).

Las variables sin tendencia son aproximadamente estacionarias. Tal y como se ve en el estadístico KPSS (incluyendo tendencia), utilizando el programa informático gretl, 2003:2 a 2016:1, $n = 52$. En cuanto a las series sin tendencia por el método Hodrick-Prescott: ACPIRH, PDRH y GCPCRH: ninguna variable tiene un valor superior a 0.11, cuando los valores críticos son: 0.121 (10%), 0.149 (5%), 0.213 (1%).

En relación con las variables sin tendencia lineal respecto al tiempo: los valores de ACPIRC, PDRC y GCPCRC son más dudosos, rondando en torno a 0.16/ 0.17.

4. Una estimación por regresión lineal.

A pesar de los problemas planteados, la regresión por mínimos cuadrados ordinarios es utilizada mayoritariamente en la literatura científica. A menudo entre variables en niveles, a pesar del riesgo de estimación sesgada. “Multicollinearity pervades clearly both cross-section and time series estimates” (Brons et al. 2002, p.169).

Una alternativa es el modelo tipo telaraña, en el que la demanda depende de los precios actuales y la oferta de los precios con retardo, funcionando como variable exógena predeterminada. Pero los coeficientes estimados no son relevantes. El retardo en precios es una variable predeterminada exógena que no explica empíricamente la cantidad observada (viajes en avión).

Un modelo de demanda muy utilizado es el lineal-logarítmico y dinámico. Sigue una fuerte tradición en la literatura econométrica. Por ejemplo, Witt et al. (1982) lo utilizan para estimar la demanda de turismo internacional. Es dinámico en el sentido de que incluye variables independientes endógenas con retardo, como variables exógenas (predeterminadas). Es el número de pasajeros que utilizan el transporte aéreo. La fundamentación es clara: las decisiones que se toman de viajar condicionan a las siguientes, y se toman a menudo meses antes. Por ejemplo, un viaje turístico condiciona la vuelta, y, a menudo, otros viajes de avión para completar un circuito. Un viaje de negocios puede determinar próximos viajes para completar la gestión o, al contrario, que ya no haya necesidad de viajar. La toma de estas decisiones hace que la variable viajes en avión, o pasajeros que utilizan el servicio, tenga memoria y dependa de su propia evolución en el pasado.

Achen (2000) señala que la inclusión de variables dependientes con retardos, a menudo, implica que tengan coeficientes estadísticamente muy significativos, que mejoran el ajuste fuertemente, al coste de reducir el resto de los coeficientes de las variables exógenas a valores insignificantes. Habría sesgo si, en la regresión sin variables dependientes con retardos, primero, los residuos muestran autocorrelación serial, y secundariamente si hay tendencias temporales en las variables exógenas. Conforme mayores sean estos dos factores, especialmente la autocorrelación de los residuos, mayor será el sesgo. Es decir, como hay variables omitidas que generan esa autocorrelación serial, la variable dependiente con retardo captura tanto el efecto de las variables omitidas, como el efecto real de las variables sí incluidas. Achen (2000) señala que el sesgo de la estimación se da incluso si la variable endógena con retardos es realmente causal o explicativa. Que tiende siempre a reducir los valores de los parámetros de las otras variables exógenas.

No siempre que haya una variable dependiente con retardos explicativa, tendremos esos dos factores que provocan sesgo. Debe comprobarse si los datos reúnen esa autocorrelación de residuos, y esas tendencias temporales en variables. El segundo caso se considera desde un principio, pues se impone la condición de que las variables observadas del modelo sean aproximadamente estacionarias. Keele et al. (2005) revisan la evidencia para concluir que las variables dependientes con retardo generan, a veces, modelos inapropiados, con sesgos importantes. Pero son los mejores modelos en situaciones dinámicas, en las que un modelo estático sería incorrecto.

En conclusión, es preciso partir de variables estacionarias. Con autocorrelación de los residuos estimar un modelo dinámico, en este sentido, puede generar sesgos. Pero

estimar con un modelo estático una situación dinámica, es incorrecto (Keele et al., 2005). “If one suspects that history matters, that the process has a memory, the LDV model is the best choice” (Keele et al. 2005, p. 24). Incluso corrigiendo las desviaciones estándar de los parámetros, las estimaciones seguirían siendo sesgadas. Y si la situación real es claramente dinámica, el sesgo creado por una autocorrelación de los residuos es menor. No obstante, si las discrepancias del modelo mantienen una alta autocorrelación, entonces el modelo debería ser considerado incorrecto.

$$PDR_t = a_1 + a_2 ACPIR_t + a_3 GCPCR_t + a_4 PDR_{t-1} + u_t$$

Todas las series en logaritmos neperianos, desestacionalizadas y sin tendencia. PDR es pasajeros dividido por población. ACPIR son tarifas pagadas por viaje, deflactadas por IPC. GCPCR es gasto per cápita, deflactado por IPC. Incluye PDR con un retardo, como variable explicativa predeterminada. Todas las series trimestrales. 2003:3 a 2016:1. u_t es ruido blanco.

¿Cómo estimar dicho modelo?. Introducir variables proxies, por ejemplo, es un procedimiento bastante utilizado. Por cada uno de los cuatro trimestres de un año, o la variable tiempo. Sin embargo, un efecto de coeficientes fijos supone que las variables omitidas se comportan de manera constante, por lo que no asegura, en absoluto, que desaparezcan los problemas de endogeneidad y variables omitidas. El supuesto básico e indemostrable sería que las variables omitidas ejercen su influencia de modo uniforme a lo largo del tiempo.

Una alternativa disponible es aplicar el método Cochrane-Orcutt (CO) de estimación, que relaciona variables a las que se detrae una tendencia lineal autorregresiva. Rho se estima como regresión de los residuos respecto a ellos mismos con un retardo, para después restarlo de las variables independiente y dependiente (Cochrane et al., 1949). El método es necesario porque la regresión directa muestra clara autocorrelación de los residuos de la regresión. Por lo tanto, se pide de la regresión lineal simple, método CO, que dé una aproximación aceptable, corrigiendo por el coeficiente rho la autocorrelación serial.

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = a_1(1 - \rho) + a_2(X_{1t} - \rho X_{1t-1}) + a_3(X_{2t} - \rho X_{2t-1}) + a_4(Y_{t-1} - \rho Y_{t-2}) + u_t$$

Asimismo, es preciso seguir la recomendación de Gaudry et al. (1980): dada la posibilidad de múltiples mínimos admisibles en el procedimiento de CO, es recomendable combinar ese método con otros procedimientos, como el de Hildreth-Lu. Especialmente cuando una de las variables explicativas es variable dependiente con retardo (Betancourt et al., 1980).

La aplicación del método CO, en el modelo dinámico, sobre variables estacionarias, ofrece estimaciones muy reducidas en valor de los coeficientes.

n=51	Coefficiente de la variable precios del transporte aéreo.	t Student	R2	Coefficiente de autocorrelación del término de error con un retardo.	t Student	rho (CO)	rho (Hildreth-Lu)
Variable inicial no estacionaria PDR	-0.123502	-3.781	0.950811	0.913132	15.827		

Variable desestacionada detrayendo filtro HP (MCO)	-0.064942	-2.5	0.95524	0.751305	8.455		
Variable desestacionada detrayendo filtro HP (CO)	-0.114953	-3.397	0.985332	0.415116	3.269	0.84342	0.84322
Variable desestacionada detrayendo tendencia temporal (CO)	-0.090457	-3.113	0.994508	0.478285	3.666	0.88881	0.88914

A corto plazo, la estimación varía en torno a -0.0905 y -0.1150 . A largo plazo, en cuatro trimestres en torno a -0.2481 y -0.3300 . Un valor que es excesivamente bajo, en comparación con la literatura científica. Pero que es la mejor estimación disponible por el método de regresión lineal simple, bajo la duda siempre de la existencia no resuelta de endogeneidad y variables omitidas.

5. Inexistencia de una variable instrumental eficaz.

Es un resultado bien fundado en la literatura científica que el método de las variables instrumentales (VI) puede ofrecer una estimación eficiente (consistente, aunque no insesgada) de los parámetros en situaciones de endogeneidad y de variables ocultas (p.ej., Angrist et al. 2001). Consistente implica que conviene trabajar con muestras grandes.

Fue Wright (1928) quien propuso este método, en el apéndice B de su libro en el que realizaba una estimación de la oferta y demanda de bienes. El mismo Wright, en 1915, en un comentario sobre Moore y su libro sobre los ciclos económicos, habla por vez primera del problema de la identificación. En la página 638, Wright muestra que el desplazamiento de la curva de demanda podría estar dándonos datos de la curva de oferta, por lo que nos equivocaríamos al creer que estamos estimando la curva de demanda. Angrist et al. (2001) revisan la metodología de las variables instrumentales y mencionan una serie de ejemplos de aplicación. Este método se puede desarrollar de manera correcta a través de la estimación por mínimos cuadrados bietápicas. Con el supuesto de utilizar variables estacionarias, para evitar regresiones espurias (por ejemplo, Ventosa-Santaulària, 2010).

La regresión por VI divide X en dos partes: una que puede estar correlacionada con el término de error u , y la otra que no. Aislando esta última, podremos estimar los coeficientes de forma eficiente.

Por lo tanto, la VI debe mover los costes de las operaciones aéreas, de tal forma que provoque desplazamiento en la función de oferta. Desplazamiento que nos permita identificar los coeficientes correctos de la función de demanda. La variable instrumental, no correlacionada con el término de error, reemplaza a la variable endógena, sí correlacionada. Las dos condiciones impuestas a la variable instrumental son la correlación estrecha con la variable endógena, y la no correlación con el término

de error. La primera condición debe cumplirse teóricamente y observarse en los datos. La segunda condición se afirma hipotéticamente, sin posibilidad de comprobación.

Para que un “instrumento” Z sea válido, debe, pues, satisfacer las dos condiciones:

1. Relevante: $\text{corr}(Z_i, X_i) \neq 0$. Es preciso comprender en qué se basa esta correlación.
2. Exógeno: $\text{corr}(Z_i, u_i) = 0$. Condición no falsable, por lo que precisa de fundamento teórico que lo fundamente.

De hecho, el test Wu-Hausman, que analiza si hay diferencias significativas entre los coeficientes de regresión simple y regresión por VI, señala endogeneidad para los precios, entre las variables expresadas sin tendencia temporal ($F(1,45) = 15.87$, $p\text{-value} = 0.000245$, entre valores sin tendencia lineal calculada por mínimos cuadrados).

En principio, la variable lógica sería el precio del keroseno, o, para evitar que pueda ser endógeno a la demanda de combustible, el precio del petróleo. Si bien, ambos precios mantienen correlaciones del 99%. El combustible supone históricamente entre un 10 y un 15% de los costes operativos, y al crecer los precios del petróleo llega a estar entre 20 y 30% de estos costes, como en 2008 (Toru 2010, p.5). Tiene un impacto indudable sobre los costes y, por lo tanto, los precios del viaje en avión. Stalnaker et al. (2016), p. 40, proponen el siguiente ejemplo de los años 2015 y 2016. En el segundo trimestre de 2015, el combustible de aviación costó \$2.20, lo que suponía un coste medio a un pasajero nacional (doméstico) de \$34.43 por segmento viajado. Un resultado de margen operativo del 15.8%. Pero cuando pasó a \$3.35, el margen operativo cayó al 5.2%, \$52.52 por segmento viajado por pasajero, de media, Asimismo, al coste que también se dio en esos 48 meses de \$1.68 por galón, el margen subió al 20.6%, (\$26.34 por segmento-pasajero). Esta fuerte variación impacta en los precios. Y permitiría configurar el precio del petróleo como variable instrumental. Es cierto que hay una práctica de realizar convenios a futuro (“hedged fuel”) sobre el precio del petróleo, que han llegado a representar un 30% de combustible consumido por las aerolíneas. Pero esta práctica no logra anular el impacto de los precios del combustible sobre los costes, y, en consecuencia, la función de oferta. Entre 2009 y 2015, los precios del combustible pactado a futuro fueron superiores a los precios actuales de éste (Stalnaker et al. 2016, p. 39). Además, la práctica tiende a desaparecer en períodos de precios altos, porque los bancos no financian entonces el riesgo de discrepancia entre los precios actuales y los precios a futuro.

Sin embargo, hay dos problemas de base. El primero, es que los aviones han ido mejorando su eficiencia en el uso del combustible, en términos de uso de energía por asiento-km disponible. Por ejemplo, Lee et al (2001) estiman una reducción del 64% en ese uso de la energía, entre 1960 y el año 2000. En consecuencia, el uso de fuel va reduciéndose, por lo que el coste global operativo debido a ese factor también lo hace. De manera estructural, más allá de la influencia de los precios del petróleo. Un incremento en 100% del precio del petróleo produciría un cambio en un 64% inferior en costes en el año 2000, de lo que se hubiera dado en 1960. La variable instrumental se iría debilitando y necesita una corrección, que se da al retirar la tendencia temporal respecto al tiempo. La corrección no impide que la VI sea menos significativa

Peor aún, una parte de la elasticidad precio de la demanda del servicio de transporte de viajeros por avión consiste en elegir entre medios de transporte alternativos. Si sube el precio del viaje en avión, la posibilidad de poder viajar en coche, autobús o tren (tanto más cuanto más corto sea el trayecto del viaje) es parte de la

elasticidad precio de demanda. La variable precio del petróleo impacta en los costes del avión, pero también en los costes de los viajes de coche o autobús y tren. La abrumadora mayoría de los trenes en EEUU utilizan gasoil. Sólo el llamado corredor norte utiliza electricidad. Que muestra también un coeficiente de correlación alrededor del 0.80 con los precios del petróleo.

Los coeficientes de correlación son altos. Para datos mensuales desestacionalizados, EEUU, enero 1992 a junio 2009, todos los productos en SPOT price FOB, en la referencia Los Ángeles (Fuente: Energy Information Administration, a partir de Thomson Reuters). Valores aproximados: diésel y gasolina 0.98, diésel y keroseno 0.96, gasolina y keroseno 0.99. Gasolina y keroseno están estrechamente relacionados con los precios del petróleo, con un coeficiente superior a 0.98. Mientras que el diésel mantiene un coeficiente de correlación aproximadamente de 0.93. Valores todos que indican que el precio del petróleo impacta en los costes de todos los medios de transporte alternativos y no es, pues, una variable instrumental correcta.

Como cabía esperar, la demanda de viajes por autopista (millas-vehículos viajes por autopista, ajustado estacionalmente) es negativa respecto al precio del petróleo. Tomando datos del US Department of Transportation, entre 2003 y 2016, la regresión basada en series de las que se detrae una tendencia a través del filtro HP, o una tendencia calculada por mínimos cuadrados ordinarios respecto al tiempo, da una estimación inicial negativa. Utilizando, por la autocorrelación en los residuos, la regresión lineal, método Cochrane-Orcutt, coeficientes entre -0.06814 y -0.15436 . Se observa una demanda muy inelástica. Acorde con la literatura científica (por ejemplo, Kayser, 2000, una elasticidad a corto plazo de -0.23), como primera aproximación.

Por lo tanto, el precio del petróleo no es una variable instrumental válida y se espera que ofrezca estimaciones consistentemente bajas. Quitando una parte de la elasticidad real de la demanda. Es, por lo tanto, una errónea variable instrumental al estar correlacionada teóricamente con la variable cantidad demandada. Sus estimaciones deben estar sesgadas hacia abajo. Un movimiento en los precios del petróleo impacta igualmente en los costes de todos los medios de transporte, lo que quita la posibilidad de utilizar medios de transporte relativamente más baratos.

Las estimaciones por mínimos cuadrado bietápicas, utilizando como variable instrumental el precio de petróleo, dan coeficientes menos significativos y mayores problemas de autocorrelación serial.

	Coeficiente de la variable precios del transporte aéreo.	t Student	Coeficiente de autocorrelación del término de error con un retardo.	t Student
Variable desestacionalizada detrayendo filtro HP	-0.11397	-2.295	0.7124949	7.202
Variable desestacionalizada detrayendo tendencia respecto al tiempo	-0.08896	-1.954	0.69474	6.808

La autocorrelación serial invalida la estimación. No se observa otra variable instrumental que impacte de forma suficiente sobre la oferta, desplazándola, para calcular la demanda.

6. El procedimiento cuasiexperimental.

Jung et al. (1976) parten de la existencia de los problemas de variables no observables e identificación, que producen sesgo en la estimación. Por ello, proponen para la estimación de la función de demanda en este mercado, realizar un procedimiento de tipo experimental, que evite los problemas de variables omitidas, endogeneidad y de multicolinealidad entre las variables utilizadas (tendencia temporal común). Se trata de calcular la elasticidad arco de la demanda en rutas aéreas individuales, cuando se da un cambio relevante en el precio individual de esa ruta. Restando el cambio en otras rutas aéreas en las que los precios no se modificaron. Jung et al. (1976) se circunscriben a tres ciudades, rutas inferiores a 500 millas, y alcanzan una estimación de entre -1.77 y -3.15. Sin embargo, su estudio se da en un contexto muy diferente, previo a la liberalización de servicios en EEUU a partir de 1978,

Lyon et al. (1968) inician este método para estimar la demanda de cigarrillos, como método “free of many of the extraneous and irrelevant systematic influences that afflict time series and cross sections” (p. 888). Permitiendo dejar a un lado cambios en variables que no conocemos como gustos, etc. No utiliza ninguna especificación de la función de demanda. Esto tiene ventajas de flexibilidad, pero el inconveniente de no dar información sobre cómo se comportarían los consumidores si el conjunto de factores existentes se modificase. Baltagi et al. (1987) señalan que este método es adecuado para bienes o servicios cuyo precio sea relativamente estable y se modifique por un cambio en los impuestos. Lyon et al. (1968) apuntan a que el método es más adecuado para bienes y servicios en los que los cambios de precios son muy infrecuentes.

No obstante, este método puede aplicarse al actual mercado de transporte aéreo de pasajeros, ruta por ruta. Es cierto que los precios de los viajes varían frecuentemente y de un modo individual, y que la explicación de cada caso es heterogénea. Ello introduce mayor variabilidad en las estimaciones alcanzadas de elasticidades precio de la demanda. Pero al considerar un número de rutas alto, tales errores de medida deben anularse, alcanzando una estimación fiable de la elasticidad precio. Un método cuasi experimental con el supuesto fundamental de detraer la conducta que tendría la demanda en esa ruta, si no hubiese cambio en los precios: “comparison routes exhibit the same relative changes in passenger loads as the trial routes would have shown if their fares had remained constant” (Jung y Fujii, 1976, p.261).

La elasticidad arco, en los tres estudios mencionados, es la siguiente (Baltagi et al., 1987, p.750).

$$E_p = \left[\left(\frac{\Delta Q}{Q} \right) - \left(\sum_i^n \frac{\Delta Q_c}{Q_c} / n \right) \right] / \left(\frac{\Delta P}{P} \right)$$

Donde Q es número de pasajeros de la ruta, en la que cambiaron los precios. Qc es lo mismo en las rutas comparables en la que el precio no cambió. La modificación de los precios corresponde a la ruta.

Los datos son los precios domésticos por ruta (U.S. DB1A data, U.S. domestic).

Se calcula la elasticidad arco en períodos de un trimestre y tres trimestres, La elasticidad arco de un trimestre calcula el cambio desde el promedio del primer trimestre, hasta el promedio del siguiente trimestre. La elasticidad arco de tres trimestres lo calculo desde el promedio del primer trimestre, hasta el promedio del cuarto trimestre. Los períodos seleccionados se caracterizan por dos elementos:

- Primero, un cambio relevante y homogéneo en los precios, que debe superar, al menos, aproximadamente el 10%. La existencia de un cambio repentino y relevante debe permitir medir el impacto en la demanda.
- Segundo, ese cambio no se da en los precios del conjunto de rutas de similar distancia. En consecuencia, es un movimiento en los precios diferencial. Por lo tanto, un cambio homogéneo, relativamente rápido y diferencial en los precios, que debe permitir estimar el efecto sobre la demanda de viajes en avión.

Se estiman, así, los valores a corto plazo de la función de demanda y para servicios de una sola ruta. Bajo el supuesto de que en estos intervalos a tan corto plazo, no hay cambios sustanciales en las características del servicio.

Para dar robustez a los resultados, se calculan las elasticidades para rutas que parten de aeropuertos no hub (que no conectan vuelos de una aerolínea, que sirven para llevar a los pasajeros a su destino con escalas), y para las que sí parten del aeropuerto hub (sí conectan) de Atlanta, que es el principal aeropuerto a nivel mundial en 2015 en tráfico de pasajeros (European Commission, 2017, p. 33). Se seleccionan todas estas rutas por su importancia en el número diario de pasajeros transportados.

Los resultados en detalle están en el anexo. Los resultados medios de las elasticidades son los siguientes. Lyon et al. (1968) utilizan en vez de la media, la mediana, por la existencia de una importante asimetría en la distribución.

0 a 499 millas.				
		Un trimestre	Tres trimestres	promedio de millas
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades	-0.80117	-0.79088	376.85
Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades	-0.96341	-1.04813	398.8
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades sin valores positivos	-0.89328	-0.90013	
Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades sin valores positivos	-0.96341	-1.16653	

499 a 1500 millas				
		Un trimestre	Tres trimestres	promedio de millas
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades	-0.82356	-0.76986	1174.86667
Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades	-0.59300	-0.64567	736.52381
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades sin valores positivos	-0.82356	-0.86435	

Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades sin valores positivos	-0.700311357	-0.7275657
-------------------------------------	---	--------------	------------

Más de 1500 millas				
		Un trimestre	Tres trimestres	promedio de millas
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades	-1.04809	-1.12459	1930.15
Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades	-1.08788	-1.14586	1885.25
Rutas desde aeropuertos no hub	Media elasticidades sin valores positivos	-1.04809	-1.12459	
Rutas desde aeropuerto Atlanta- hub	Media elasticidades sin valores positivos	-1.14514	-1.14586	

El resultado global da una elasticidad arco inelástica, pero cercana a 1. Tanto en una muestra de 111 rutas por su importancia en viajeros, como en las 111 rutas en que se ha distinguido por tipos de aeropuertos, tomando el ejemplo de Atlanta, se llega a aproximadamente los mismos valores.

		1 trimestre				
		media	mediana	Desv. Estándar	Segundo coeficiente de sesgo de Pearson	Coef. Curtosis
111 rutas seleccionadas al azar	Elasticidad arco	-0.75377	-0.64904	0.97431	-0.32247	1.7638
	elasticidad arco sustrayendo valores positivos	-0.98017	-0.74658	0.80656	-0.86884	2.16700
111 rutas seleccionadas por hub o no	elasticidad arco	-0.80060	-0.71826	0.65951	-0.37456	0.5571
	elasticidad arco sustrayendo valores positivos	-0.87770	-0.74172	0.60064	-0.67918	0.4828
		3 trimestres				
		media	mediana	Desv. Estándar	Segundo coeficiente de sesgo de Pearson	Coef. Curtosis
111 rutas seleccionadas al azar	Elasticidad arco	-0.82433	-0.66681	0.90354	-0.52302	1.7971
	elasticidad arco	-0.98340	-0.75743	0.80943	-0.83752	2.1927

	sustrayendo valores positivos					
111 rutas seleccionadas por hub o no	elasticidad arco	-0.83226	-0.72667	0.68819	-0.46029	1.4169
	elasticidad arco sustrayendo valores positivos	-0.92756	-0.79097	0.63047	-0.64994	1.9216

En consecuencia, los resultados cuantitativos obtenidos para la elasticidad precio de la demanda de rutas aéreas son los siguientes.

Primero, la elasticidad media precio de la demanda de viaje de pasajeros en avión, en cada ruta aérea nacional, en los EEUU, tiene un valor medio en el intervalo entre -0.75 y -0.98 , para un trimestre. Dependiendo de si se excluyen o no los valores positivos, que pueden ser considerados lecturas de elasticidad de oferta, y no de demanda. Y -0.82 y -0.99 en tres trimestres. Debido a la asimetría, la mediana da un valor más centrado. Entre $-0,65$ y -0.75 en un trimestre. Y entre -0.67 y -0.79 en tres trimestres. Luego es una demanda inelástica.

¿Cuáles el valor para el mercado nacional?. La elasticidad a nivel del mercado es inferior que la elasticidad a nivel de ruta, ya que los cambios de demanda de una ruta a otra no modifican el nivel agregado del mercado. La relación entre elasticidad del mercado y elasticidades de rutas es la siguiente (UK CAA, 2005):

$$E = \sum_i S_i \left(\sum_j E_{ij} \right)$$

Donde S_i es la participación en el mercado nacional de la rutas con destino i . E_{ij} es la elasticidad cruzada: mide cómo los pasajeros cambian una ruta por otra en respuesta a un movimiento de precios en la otra ruta. La suma nacional de las participaciones en el mercado nacional global, de cada conjunto de rutas con ese destino, multiplicadas por el conjunto de elasticidades cruzadas de las rutas con ese destino con otras rutas, nos da la elasticidad global precio-demanda.

La estimación realizada por Smyth et al. (2008) es: Elasticidad precio de la demanda de cada ruta aérea: -1.4 , elasticidad precio de la demanda para el mercado nacional global: -0.8 . La metodología utilizada es la de variables instrumentales realizadas por MCB, con la distancia como variable instrumental. El fundamento para este método es desconocido. Las regresiones no se explican en detalle. En este trabajo, la cuantificación de la elasticidad a nivel de ruta arroja valores claramente menores.

Segundo, los recorridos más largos llegan a ser de elasticidad precio mayor que 1, mientras que los recorridos de media distancia son claramente inelásticos, y los recorridos más cortos son inelásticos entre aeropuertos finalistas, y cercanos a elasticidad unitaria para un aeropuerto hub.

Esta mayor elasticidad en los viajes más largos se explica por una conjunción de dos factores. Primero, porque el billete es más caro, y, por lo tanto, lo es el porcentaje respecto a la renta per cápita del viajero (Brons et al. 2002, p. 172; Ippolito, 1981; Oum et al., 1992, p. 15). Segundo, porque es utilizado más por el viajero con fines de ocio o vacacionales, para el que la teoría prevé mayor elasticidad. Que la elasticidad para rutas

con y sin participación de aeropuerto hub sea aprox. la misma, convierte al resultado en sólido. No interviene la posibilidad de cambiar recorridos y enlaces.

La elasticidad de viajes de corto recorrido (por debajo de 499 millas) es superior a los de medio. Esto se explicaría por la existencia de medios alternativos de transporte, que son a esta distancia más competitivos. Mientras que conforme alargamos el viaje, se hacen menos eficaces. La elasticidad superior para el aeropuerto hub debe tener explicación en la posibilidad de modificar recorridos aéreos en función de los precios, ya que el aeropuerto funciona como una parada de enlace.

En las rutas de medio recorrido destaca la menor elasticidad de las rutas en torno a aeropuertos hub, lo que sugiere que esas rutas dependen de los enlaces para alcanzar los destinos planteados.

Tercero, la elasticidad a largo plazo es algo mayor que a corto plazo. Pero ese incremento es relativamente menor. En este caso, entre la respuesta en un trimestre, frente al retardo de tres trimestres. En principio, la posibilidad del consumidor de reaccionar en tres trimestres es superior. Puede modificarse el destino geográfico, o buscar rutas alternativas para llegar al mismo destino. O simplemente no realizar el viaje, empleando ese gasto para otros objetos. Sin embargo, la escasa diferencia tiene explicación: cambios fuertes en los precios pueden provocar una reacción exagerada en el corto plazo que puede ser considerada incorrecta en el largo plazo. Además, hay pocos modos alternativos de transporte debido a la velocidad diferencial del avión, y menores posibilidades de modificación para viajeros por motivos laboral o de negocios. Por lo cual, "The relation between price elasticity of demand for air transport and time horizon seems to be rather complex and to depend on various partial effects" (Oum et al., 1992, p.7).

Cuarto, destaca la poca diferencia en los valores de elasticidades, independientemente de las características de los aeropuertos considerados. Lo que da solidez al resultado. En recorridos de media distancia, el aeropuerto hub parece tener una menor elasticidad precio de demanda. Si bien hay que considerar que la distancia media de las rutas del aeropuerto hub es menor. Mientras que la elasticidad es algo mayor en rutas de corta distancia.

Quinto, finalmente, esta cuantificación no es un valor para el mercado aéreo, transporte de pasajeros a nivel nacional, en su conjunto, sino al nivel de ruta. Tiende, pues, a sobrevalorar el valor de la elasticidad precio del transporte aéreo de pasajeros, dado que incluye la posibilidad de cambiar el transporte de una ruta a otra, sin modificar el tamaño del mercado nacional de viajes de pasajeros por avión.

7. El análisis armónico.

Álvarez Vázquez (1998, p. 350 ss.) plantea la estimación de la elasticidad precio de la demanda de aceite utilizando el periodograma. A partir de los ciclos teóricos más relevantes llega a la conclusión de que: "Con un retardo de 6 años de la cantidad respecto al precio, la elasticidad es de $-2'89$. De manera que la ley sería de demanda" (p.353). El supuesto clave es que la relación mutua entre los ciclos teóricos ocultos en las variables cantidades y precios, nos darían el valor real de la elasticidad.

Sin entrar con profundidad en el análisis armónico, sí señalar que si $f(t)$ es una función periódica, sus valores se repiten en intervalos regulares de tiempo t [$f(t) =$

$f(t+k\cdot T)$]. Por lo que la función puede ser analizada en armónicos y aproximada con un número reducido de éstos.

$$f(t) = A_0 + a_1 * \cos(t) + a_2 * \cos(2t) + \dots + b_1 * \text{sen}(t) + b_2 * \text{sen}(2t) + \dots$$

La adición de varios armónicos da una oscilación compuesta que sería una aproximación satisfactoria del fenómeno económico percibido.

$$f(t) = a_0 + \sum_{p=1}^{(T/2)-1} [a_p * \cos(pw_0t) + b_p * \text{sen}(pw_0t)] + a_{T/2} * \cos(\pi)$$

El objetivo del análisis armónico es revelar los componentes armónicos que explican la serie. En una serie $f(t)$, libre de tendencia y con tamaño T , es posible estimar T coeficientes y $T/2$ armónicos. El problema es, pues, estimar por regresión múltiple los coeficientes a_0, a_p, b_p , con las variables explicativas $\cos(p \cdot w_0 \cdot t)$ y $\text{sen}(p \cdot w_0 \cdot t)$.

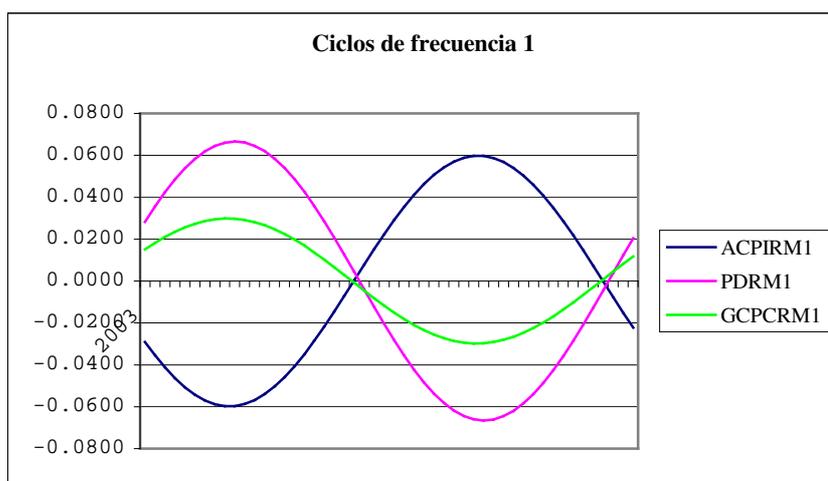
Donde ACPIRM es la serie de datos de precios de viajes en avión (IPC de este servicio), PDRM son los pasajeros divididos por la población, GCPCRM es el consumo per cápita global. A todas las series se detrae la tendencia por el método de la cuerda, calculada, pues, uniendo la primera observación a la última mediante una recta. Se resta, finalmente, la media a la serie cíclica así generada.

Periodograma, programa gretl				
Contr. varianza				
Frecuencia	Período	ACPIRM	PDRM	GCPCRM
1	50	73.1757	87.4133	84.6890
2	25	9.5581	6.2438	7.6555
3	16.67	1.9527	2.7750	6.2201
4	12.5	4.8304	2.0813	0.9569
5	10	6.5776	1.2884	0.4785
6	8.33	2.0555	0.0991	0.0000
7	7.14	0.4111	0.0000	0.0000
8	6.25	1.0277	0.0991	0.0000
9	5.56	0.3083	0.0000	0.0000
10	5	0.0000	0.0000	0.0000
11	4.55	0.1028	0.0000	0.0000

Los ciclos teóricos se concentran en el movimiento de frecuencia 1. Que domina todo el período. Y los valores que toman esos ciclos son los siguientes.

T	Año	ACPIRM1	PDRM1	GCPCRM1
1	2003	-0.0291	0.0282	0.0151
2	2004	-0.0354	0.0355	0.0182
3		-0.0412	0.0423	0.0210
4		-0.0463	0.0484	0.0235
5		-0.0507	0.0538	0.0256
6	2005	-0.0543	0.0582	0.0273
7		-0.0570	0.0618	0.0286
8		-0.0588	0.0644	0.0294
9		-0.0597	0.0660	0.0298
10	2006	-0.0597	0.0666	0.0297
11		-0.0587	0.0661	0.0291
12		-0.0568	0.0645	0.0281
13		-0.0540	0.0620	0.0266
14	2007	-0.0504	0.0584	0.0247
15		-0.0459	0.0540	0.0224

16		-0.0407	0.0487	0.0198
17		-0.0349	0.0426	0.0168
18	2008	-0.0286	0.0358	0.0136
19		-0.0217	0.0285	0.0102
20		-0.0146	0.0207	0.0066
21		-0.0072	0.0126	0.0029
22	2009	0.0003	0.0044	-0.0008
23		0.0078	-0.0040	-0.0046
24		0.0152	-0.0123	-0.0082
25		0.0223	-0.0204	-0.0117
26	2010	0.0291	-0.0282	-0.0151
27		0.0354	-0.0355	-0.0182
28		0.0412	-0.0423	-0.0210
29		0.0463	-0.0484	-0.0235
30	2011	0.0507	-0.0538	-0.0256
31		0.0543	-0.0583	-0.0273
32		0.0570	-0.0618	-0.0286
33		0.0588	-0.0644	-0.0294
34	2012	0.0597	-0.0660	-0.0298
35		0.0597	-0.0666	-0.0297
36		0.0587	-0.0661	-0.0291
37		0.0568	-0.0645	-0.0281
38	2013	0.0540	-0.0620	-0.0266
39		0.0504	-0.0584	-0.0247
40		0.0459	-0.0540	-0.0224
41		0.0407	-0.0487	-0.0198
42	2014	0.0349	-0.0426	-0.0168
43		0.0286	-0.0358	-0.0136
44		0.0217	-0.0285	-0.0102
45		0.0146	-0.0207	-0.0066
46	2015	0.0072	-0.0126	-0.0029
47		-0.0003	-0.0044	0.0008
48		-0.0078	0.0040	0.0046
49		-0.0152	0.0123	0.0082
50	2016	-0.0223	0.0204	0.0117



Los ciclos evolucionan simultáneamente y según predice la teoría. Un incremento en la renta y un descenso en las tarifas están correlacionados con un aumento en los viajes de pasajeros en avión. Lo que mostraría una ley de demanda.

La regresión de los pasajeros en función de las tarifas, ciclos teóricos de frecuencia 1, considerando que la relación más importante se da con retardo 1 trimestre, es la siguiente.

Variable independiente	ACPIRM1_1
Variable dependiente	PDRM1
	Coeficientes
Intercepción	-0.0001
Variable X 1	-1.1100
R ² ajustado	0.9970
Observaciones	49

La elasticidad precio sería -1.11 . Sin embargo, hay que considerar que no observamos directamente esa elasticidad real, sino rebajada en función de los porcentajes en que las variaciones teóricas de frecuencia 1 explican las variaciones percibidas.

	ACPIRM1	PDRM1
% variación explicada	73.1364	87.4251
elasticidad verdadera o teórica	-1.1100	
elasticidad percibida	-0.7097	

El valor -0.71 que predice este análisis para la elasticidad observada corresponde a todo el mercado y está dentro del intervalo de estimación para la elasticidad de demanda de cada ruta aérea. Lo que implicaría que la aportación del cambio de una ruta a otra, al valor global de la elasticidad precio de demanda, es muy menor. Cambiar una ruta por otra sería poco utilizado, sea por la baja disponibilidad de rutas alternativas, por el hecho de que esa disponibilidad es todavía menor al considerar los horarios disponibles y la necesidad de alcanzar el destino a una cierta hora y día, o por la escasa diferencia de precios relevantes entre rutas.

8. Conclusiones.

Los problemas de identificación por simultaneidad y de variables relevantes omitidas hacen muy difícil la estimación fiable de un valor tan importante en la teoría económica como es la elasticidad precio de la demanda. Coeficiente clave en dicha teoría y fundamental en el caso del transporte de viajeros por avión. La razón es que determina cómo reaccionará la demanda a una variación de precios.

Para estimar la elasticidad precio se exploran gran parte de las alternativas planteadas en la literatura científica. La regresión lineal simple no es un método fiable, por los problemas planteados, y debe ser modificada para evitar la autocorrelación serial. Pero, además, arroja valores aparentemente demasiado bajos. Otros métodos no se aceptan por sus supuestos o por su irrelevancia empírica. Por su parte, no se encuentra una variable instrumental útil, ya que la disponible, los precios del petróleo, inciden también en los medios de transporte alternativos. Empíricamente, se detecta autocorrelación serial en la regresión por MCB, usando dicha variable instrumental.

Para salvar las dificultades, se realiza una estimación aproximada, mediante el método cuasi-experimental, del valor de la elasticidad precio de la demanda de viaje en avión, a nivel de ruta, no de mercado nacional. Basado en los períodos de movimiento fuertes y diferenciales en cada ruta aérea. Cambios que no se hayan dado en otras rutas

similares y de parecida distancia. Para dar solidez al resultado, se estiman por separado rutas desde/ hasta aeropuertos hub y no hub. El valor de la elasticidad estimada está entre $-0,65$ y $-0,75$ en un trimestre. Y entre $-0,67$ y $-0,79$ en tres trimestres. Luego es una demanda inelástica. Asimismo, se advierten diferencias importantes en las elasticidades de las rutas en función de la distancia que recorren. Las rutas de recorridos más largos llegan a ser de elasticidad precio mayor que 1, mientras que los recorridos de media distancia son claramente inelásticos, y los recorridos más cortos son inelásticos entre aeropuertos finalistas, y cercanos a elasticidad unitaria para un aeropuerto hub.

Finalmente, el uso del periodograma apunta a la contribución de los ciclos de frecuencia 1, para las tres series de precios, cantidades de pasajeros y gasto per cápita consideradas. Y nos da un valor de la elasticidad precio de la demanda, a nivel del mercado nacional, de $-1,11$. Aunque implica que se observaría empíricamente, si no aplicásemos la descomposición por análisis armónico, un valor de $-0,71$. La elasticidad real sería mayor de 1, en términos absolutos. Pero observaríamos directamente una demanda inelástica.

Ambos métodos permiten, así pues, aproximar el valor de la elasticidad precio de la demanda. Permiten, por lo tanto, predecir cómo reacciona la demanda frente a movimientos en los precios. Por lo que aportan una solución a uno de los problemas centrales de la econometría, aplicada a la estimación de coeficientes de la teoría económica. Problema que sólo admitiría soluciones de valor aproximativo, como las propuestas, debido a las dificultades planteadas en el entorno de una ciencia observacional, no experimental. La carencia de experimentos impide aplicar la cláusula *ceteris paribus*.

9. Referencias.

- Achen, C. H. (2000). Why lagged dependent variables can suppress the explanatory power of other independent variables. *Ann Arbor*, 1001(2000), 48106-1248.
- Ahumada, H., & Garegnani, M. L. (1999). Hodrick-Prescott filter in practice. En IV *Jornadas de Economía Monetaria e Internacional* (La Plata, 1999).
- Air Transport Action Group ATAG (2016). Aviation benefits beyond borders.
- Álvarez Vázquez, N. 1992. *Econometría. Modelos deterministas y estocásticos*. Madrid: Ramón Areces.
- Álvarez Vázquez, N. 1998. *Addenda. Econometría*. Madrid: UNED.
- Álvarez Vázquez, N. (2002). *Metodología econométrica: análisis de indicadores cíclicos*. Madrid: UNED.
- Angrist, J.D., & Krueger, A.B. (2001). Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 69-85.
- Baltagi, B.H., & Goel, R.K. (1987). Quasi-Experimental Price Elasticities of Cigarette Demand and the Bootlegging Effect. *American Journal of Agricultural Economics*, 69 (4), 750-754.
- Baltagi, B.H., & Goel, R.K. (1990). Quasi-Experimental price elasticity of liquor demand in the United States: 1960-83. *American Agricultural Economics Association*, 451-454.
- Bergantino, A. S., & Capozza, C. (2015). Airline Pricing Behavior Under Limited Inter-Modal Competition. *Economic Inquiry*, 53(1), 700-713.

- Bertoletti, P. (2005). Uniform pricing and social welfare, *MPRA Paper* 1082, University Library of Munich.
- Betancourt, R., & Kelejian, H. (1980). Lagged endogenous variables and the Cochrane-Orcutt procedure. *Econometrica*, 1981, 49 (4), 1073-78.
- Bilotkach, V., Gaggero, A.A., & Piga, C. (2015). Airline Pricing under Different Market Conditions: evidence from European Low-Cost Carriers. *Tourism Management*, 47, 152-163.
- Brons M. , Pels E., Nijkamp P., & Rietveld P. (2002). Price elasticities of demand for passenger air travel: a meta-analysis. *Journal of Air Transport Management* 8 (2002), 165–175.
- Castelli, L., Pesenti, R., & Ukovich, W. (2003). An airline based multi-level analysis of airfare elasticity for passenger demand. In Proceeding of the 7th ATRS conference.
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of monetary economics*, 41(3), 475-512.
- Caves, D.W., Christensen, L.R., & Diewert, W.E. (1982). Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity. *Econometrica*, 50 (6), 1393-1414.
- Charnes, A., Cooper, & W.W., Rhodes, E. 1978. Measuring the Efficiency of Decision Making Units, *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.
- Cochrane, D., & Orcutt, G. H. (1949). Application of least squares regression to relationships containing auto-correlated error terms. *Journal of the American statistical association*, 44 (245), 32-61.
- Dufour, J. M., Gaudry, M. J., & Liem, T. C. (1980). The Cochrane-Orcutt procedure numerical examples of multiple admissible minima. *Economics Letters*, 6(1), 43-48.
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Esteves, R.B., & Reggiani, C. (2014). Behaviour-based price discrimination with elastic demand. *International Journal of Industrial Organization*, 32 (C), 45-56.
- European Commission (2017). *Annual Analyses of the EU air transport market 2016*.
- Frisch, R., & Waugh, F.V. (1933). Partial time regressions as compared with individual trends. *Econometrica*. 1 (4), 387-401.
- Frisch, R. (1934). Statistical confluence analysis by means of complete regression systems. No. 5, Universitetets Okonomiske Institutt, Oslo.
- Santeramo, F. G. (2015). A cursory review of the identification strategies. *Agricultural and Food Economics*, 3(1), 24.
- Gallet, C., & Doucouliagos, C. (2014). The income elasticity of air travel: A meta-analysis. *Annals of Tourism Research*, 49(C), 141-155.
- Garrone, G, & Marchionatti, R. (2004). Keynes on econometric method. A reassessment of his debate with Tinbergen and other econometricians, 1938-1943. Università di Torino, W.P. 01/2004.
- Goel, R.K., & Nelson, M.A. (2017). *Global efforts to combat smoking: An economic evaluation of smoking control*. Routledge,
- Granger C.W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 22 (2), 111-120.
- Hansman, J., Hansen, M., Peterson, E., & Trani, A. (2014). The impact of oil prices on the air transportation industry. *National Center of Excellence for Aviation Operations Research*.

- Hallowell, R.H., & Heskett, J.L. (1997). Southwest airlines: 1993 (A). *Harvard Business School*, 602-S02.
- Horder, P. (2003). Airline operating costs. *Managing Aircraft Maintenance Costs Conference Presentation*, Brussels, Belgium, enero (vol. 22).
- Hsiao, C.-Y., & Hansen, M. (2011). A passenger demand model for air transportation in a hub-and-spoke network. *Transportation Research*, Part E 47, pp. 1112-1125.
- IATA (2016). Air passenger market analysis. Diciembre.
- IATA (2016b). Economic performance of the airline industry.
- IATA (2016c). Tourism economics. Air passenger forecasts.
- IATA (2017). Air passenger market analysis. Marzo.
- InterVISTAS Consulting Inc (2007). Estimating Air Travel Demand Elasticities. IATA (diciembre 2007).
- Ippolito, R.A. (1981). Estimating airline demand with quality of service variable. *Journal of Transport Economics and Policy*, XV (1), pp. 7-15.
- Jung, J.M., & Fujii, E.T. (1976). The price elasticity of demand for air travel. *Journal of Transport Economics and Policy*, X (3), pp. 257-262.
- Kahn, A.E. (1998). Surprises of airline deregulation. *The American Economic Review*, 78 (2), pp. 316-322.
- Kikut, A. C., & Muñoz, E. Y. (1994). El filtro de Hodrick y Prescott: Una técnica para la extracción de la tendencia de una serie. *Banco Central de Costa Rica*, DIE-NT-03-94/R.
- Kayser, H. A. (2000). Gasoline demand and car choice: estimating gasoline demand using household information. *Energy economics*, 22(3), 331-348.
- Keele, L., & Kelly, N. J. (2005). Dynamic models for dynamic theories: The ins and outs of lagged dependent variables. *Political analysis*, 14(2), 186-205.
- Lazarev, J. (2011). The welfare effects of intertemporal price discrimination: An empirical analysis of airline pricing in U.S. monopoly markets. *Job Market Paper*, 1-32.
- Lee, J. J., Lukachko, S. P., Waitz, I. A., & Schafer, A. (2001). Historical and future trends in aircraft performance, cost, and emissions. *Annual Review of Energy and the Environment*, 26(1), 167-200.
- Litman, T. (2017) . *Understanding transport demands and elasticities*. Victoria Transport Policy Institute.
- Lovell, M.C. (2008). A simple proof of the FWL Theorem. *The Journal of Economic Education*, 39:1, 88-91.
- Lyon, H.L., & Simon, J.L. (1968). Price elasticity of the demand for cigarettes in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, 50 (4), 888-895.
- Maillebiau, E., & Hansen, M. (1995). Demand and consumer welfare impacts of international airline liberalisation. *Journal of Transport Economics and Policy*, XXIX (2), 115-136.
- Manski, C. F. (2003). *Partial identification of probability distributions*. Springer Science & Business Media.
- Mumbower, S., Garrow, L.A., & Higgins, M.J. (2014). Estimating flight-level price elasticities using online airline data: A first step toward integrating pricing, demand, and revenue optimization. *Transportation Research Part A* (66), 196-212.
- Oum, T. H., Fu, X., & Yu, C. (2005). New evidences on airline efficiency and yields: a comparative analysis of major North American air carriers and its implications. *Transport Policy*, 12(2), 153-164.

- Oum, T. H., Waters, W. G., & Yong, J. S. (1992). Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates: an interpretative survey. *Journal of Transport Economics and policy*, 139-154.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (1997). ROn Adjusting the HP Filter for the Fre quency of Observations (No. 50). Center Discussion paper.
- Romer, P. (2016). The trouble with macroeconomics. *The American Economist*, forthcoming.
- Smyth, M., & Pearce, B. (2008). Air travel demand. IATA Economics Briefing No 9.
- Stalnaker, T., Usman, K., & Taylor, A. (2016). *Airline economic analysis 2015-2016*. Oliver Wyman.
- Stavins, J. (1996). Price discrimination in the airline market: The effect of market concentration. *Federal Reserve Bank of Boston*, Working Paper 96 (7).
- Toru, T. (2010). How do sustained changes in cost of airlines influence air traffic. Working Paper, Toulouse School of Economics.
- UK Civil Aviation Authority (2005). Demand for Outbound Leisure Air Travel and its Key Drivers. Report. December.
- Varian, H.L. (1992). *Análisis microeconómico*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Ventosa-Santaulària, D. (2010). Spurious instrumental variables. *Communications in Statistics—Theory and Methods*, 39(11), 1997-2007.
- WTTC (2017). *Travel and tourism global economic impact and issues 2017*.
- Wright, P.G. (1915). Moore's Economic Cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 29(3), 631-641.
- Wright, P.G. (1928). *The tariff on animal and vegetable oils*. New York: Macmillan Company.

10. Anexo 1. Cálculo de elasticidades por rutas.

Resultados muestra global			Elasticidad es arco					
Millas	Nombre		2 trim	4 trim	período			
235	Chicago, IL	Detroit, MI	-0.99795	-0.65276	2009	2	2010	1
235	Chicago, IL	Detroit, MI	-0.52455	-0.57815	2013	1	2013	4
258	Chicago, IL	St. Louis, MO	-0.24535	-0.19862	2011	4	2012	3
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	0.31122	-0.32484	1999	4	2000	3
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	1.92850	0.41752	2005	3	2006	2
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.33129	-0.54226	2007	3	2008	2
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.82801	-0.68169	2010	2	2011	1
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.63536	-0.59699	2011	4	2012	3

290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.01044	-0.93613	2013	1	2013	4
344	Chicago, IL	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	-0.76152	-0.00458	1996	4	1997	3
344	Chicago, IL	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	1.15109	1.75491	2000	3	2001	2
344	Chicago, IL	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	0.06400	-0.37322	2004	2	2005	1
344	Chicago, IL	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	-0.00292	0.07755	2009	1	2009	4
349	Chicago, IL	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.41030	-0.15826	2000	3	2001	2
349	Chicago, IL	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.54111	-0.55142	2004	4	2005	3
349	Chicago, IL	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.32810	-0.40179	2007	4	2008	3
349	Chicago, IL	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.53394	-0.52115	2009	1	2009	4
349	Chicago, IL	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.18500	-0.24065	2013	3	2014	2
448	Dallas/Fort Worth, TX	New Orleans, LA	-0.88440	-1.02081	2012	4	2013	3
461	Dallas/Fort Worth, TX	Kansas City, MO	-0.31229	-0.31505	2000	1	2000	4
461	Dallas/Fort Worth, TX	Kansas City, MO	-1.27565	-1.28411	2005	3	2006	2
621	Chicago, IL	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.52111	-0.93253	2004	3	2005	2
621	Chicago, IL	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.27337	-0.39481	2007	3	2008	2
621	Chicago, IL	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.17697	-0.44037	2009	3	2010	2
621	Chicago, IL	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.70742	-0.82871	2012	2	2013	1
641	Dallas/Fort Worth, TX	Denver, CO	-1.30544	-1.53142	1997	1	1997	4
678	Chicago, IL	Philadelphia, PA	-0.55036	-1.16540	1998	2	1999	1
678	Chicago, IL	Philadelphia, PA	0.29556	0.00142	2000	2	2001	1
678	Chicago, IL	Philadelphia, PA	0.25637	0.42641	2007	3	2008	2

678	Chicago, IL	Philadelphia, PA	0.06518	0.13348	2009	1	2009	4
678	Chicago, IL	Philadelphia, PA	-0.99473	-0.96825	2013	3	2014	2
773	Chicago, IL	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.30201	-0.77689	2009	1	2009	4
802	Chicago, IL	Dallas/Fort Worth, TX	-0.88420	-0.85921	1998	1	1998	4
802	Chicago, IL	Dallas/Fort Worth, TX	-1.07732	-0.90465	2005	4	2006	3
802	Chicago, IL	Dallas/Fort Worth, TX	-1.48881	-1.15339	2011	1	2011	4
802	Chicago, IL	Dallas/Fort Worth, TX	-0.63761	-0.71138	2014	3	2015	2
867	Boston, MA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	-1.23248	-1.08712	1997	1	1997	4
867	Boston, MA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	0.29886	-0.11274	2008	4	2009	3
896	Chicago, IL	Denver, CO	-2.00346	-2.21527	1996	4	1997	3
896	Chicago, IL	Denver, CO	-0.28604	-0.31915	1998	2	1999	1
896	Chicago, IL	Denver, CO	-1.77424	-1.55881	2005	3	2006	2
896	Chicago, IL	Denver, CO	-2.92685	-0.94650	2007	3	2008	2
945	Chicago, IL	Houston, TX	0.77344	0.86458	1999	4	2000	3
945	Chicago, IL	Houston, TX	-0.05379	-0.31111	2007	4	2008	3
945	Chicago, IL	Houston, TX	0.07320	0.05910	2009	1	2009	4
945	Chicago, IL	Houston, TX	-0.45777	-0.54861	2013	3	2014	2
1013	Miami, FL (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.24889	-1.27145	2012	2	2013	1
1048	New York City, NY (Metropolitan Area)	Tampa, FL (Metropolitan Area)	-1.42686	-1.54828	1999	3	2000	2
1048	New York City, NY (Metropolitan Area)	Tampa, FL (Metropolitan Area)	-0.58012	-0.52653	2012	1	2012	4
1050	San Diego, CA	Seattle, WA	-0.84321	-0.32983	2008	1	2008	4
1050	San Diego, CA	Seattle, WA	-1.79992	-1.12920	2010	4	2011	3
1050	San Diego, CA	Seattle, WA	-2.05499	-1.84529	2014	1	2014	4
1057	Minneapolis/St. Paul, MN	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.46638	-0.62960	2004	3	2005	2
1218	New Orleans, LA	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.88865	-1.07696	1997	3	1998	2

1276	Minneapolis/St. Paul, MN	Phoenix, AZ	-1.46788	-1.61269	2013	2	2014	1
1300	Las Vegas, NV	Minneapolis/St. Paul, MN	-1.15241	-0.99699	1997	3	1998	2
1300	Las Vegas, NV	Minneapolis/St. Paul, MN	-3.07742	-3.24746	1999	1	1999	4
1300	Las Vegas, NV	Minneapolis/St. Paul, MN	-1.12114	-1.21293	2013	2	2014	1
1310	Minneapolis/St. Paul, MN	Orlando, FL	-1.56595	-2.14418	1998	3	1999	2
1310	Minneapolis/St. Paul, MN	Orlando, FL	-2.73310	-2.87381	1999	2	2000	1
1310	Minneapolis/St. Paul, MN	Orlando, FL	-0.10372	-0.09578	2008	3	2009	2
1390	Houston, TX	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-1.38610	-1.74040	2005	1	2005	4
1390	Houston, TX	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-0.77774	-1.27016	2013	2	2014	1
1390	Houston, TX	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-0.55904	-0.73640	2014	3	2015	2
1407	San Antonio, TX	Washington, DC (Metropolitan Area)	2.17912	-3.05481	1997	2	1998	1
1521	Chicago, IL	Las Vegas, NV	-0.85407	-0.74480	2011	2	2012	1
1521	Chicago, IL	Las Vegas, NV	-1.05997	-1.15723	2014	3	2015	2
1536	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.41972	-0.64924	1998	2	1999	1
1536	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Minneapolis/St. Paul, MN	-1.17645	-1.37054	2013	3	2014	2
1556	Austin, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-1.33638	-1.72823	2012	2	2013	1
1556	Austin, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.74328	-1.46878	2004	3	2005	2
1556	Austin, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-1.89566	-2.22389	2005	2	2006	1

1562	Boston, MA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.64904	-0.30581	2004	1	2004	4
1562	Boston, MA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.07917	-0.14683	2008	3	2009	2
1562	Boston, MA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.74988	-0.60670	2012	1	2012	4
1659	Denver, CO	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.63112	-0.89897	2011	4	2012	3
1733	Chicago, IL	Seattle, WA	-0.69312	-0.32752	1998	1	1998	4
1747	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Las Vegas, NV	-0.69312	-0.32752	1998	1	1998	4
1750	Detroit, MI	Las Vegas, NV	-3.48023	-3.93163	1999	1	1999	4
1754	Boston, MA (Metropolitan Area)	Denver, CO	-1.63089	-1.71028	1997	2	1998	1
1754	Boston, MA (Metropolitan Area)	Denver, CO	-2.74105	-3.36286	2005	1	2005	4
2139	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	0.76587	0.66017	1996	4	1997	3
2139	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.26418	-0.10949	2004	3	2005	2
2189	New York City, NY (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	-0.73712	-0.56216	2006	3	2007	2
2189	New York City, NY (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	-1.72020	-0.75743	2011	1	2011	4
2283	Las Vegas, NV	New York City, NY (Metropolitan Area)	-3.97822	-3.15792	1999	3	2000	2
2295	San Diego, CA	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.68094	-0.66681	2005	1	2005	4
2300	Boston, MA (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	0.32878	0.45297	2000	2	2001	1
2300	Boston, MA (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	-0.04987	-0.19416	2008	1	2008	4

2329	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Washington, DC (Metropolitan Area)	-1.17439	-1.03564	1998	1	1998	4
2329	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.25706	-0.24847	2004	3	2005	2
2342	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Miami, FL (Metropolitan Area)	-0.86167	-0.94658	1997	3	1998	2
2381	Boston, MA (Metropolitan Area)	Las Vegas, NV	-0.31655	-0.44034	1996	4	1997	3
2401	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-2.94169	-1.84930	1999	4	2000	3
2401	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.66800	-0.87166	2007	3	2008	2
2401	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.32137	-1.40602	2011	4	2012	3
2401	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.49275	-0.74049	2014	2	2015	1
2448	New York City, NY (Metropolitan Area)	Seattle, WA	-0.03658	0.16788	1998	3	1999	2
2448	New York City, NY (Metropolitan Area)	Seattle, WA	-0.23238	-0.17113	2000	3	2001	2
2553	Orlando, FL	Seattle, WA	-2.23308	-2.73236	1996	4	1997	3
2585	Miami, FL (Metropolitan Area)	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.34858	-0.48310	1997	3	1998	2
2611	Boston, MA (Metropolitan Area)	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-1.36769	-1.12073	1998	1	1998	4
2611	Boston, MA (Metropolitan Area)	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-0.44610	-0.56721	2008	4	2009	3
2619	New York City, NY	San Francisco, CA	-0.26921	-0.24003	2004	4	2005	3

	(Metropolitan Area)	CA (Metropolitan Area)						
2625	Hartford, CT	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.00198	-0.17022	1997	1	1997	4
2625	Hartford, CT	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-1.83823	-1.04798	2000	1	2000	4
2636	Boston, MA (Metropolitan Area)	Sacramento, CA	-0.30412	-0.28452	2000	1	2000	4
2700	Miami, FL (Metropolitan Area)	Portland, OR	-1.40822	-1.59312	1997	4	1998	3
2700	Miami, FL (Metropolitan Area)	Portland, OR	1.23453	0.42377	2000	1	2000	4
2700	Miami, FL (Metropolitan Area)	Portland, OR	0.70247	0.47515	2009	2	2010	1
2704	Boston, MA (Metropolitan Area)	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.59768	-0.56664	2004	1	2004	4

Resultados aeropuertos hub/ no hub			Elasticidades arco					
Millas	Nombre		2 trim	4 trim	período			
328	Albuquerque, NM	Phoenix, AZ	0.02099	-0.31165	2010	1	2010	4
349	Albuquerque, NM	Denver, CO	-0.68530	0.35516	2010	2	2011	1
487	Albuquerque, NM	Las Vegas, NV	-0.96362	-0.82020	1997	4	1998	3
1670	Albuquerque, NM	Washington, DC (Metropolitan Area)	-1.20940	-1.14464	1996	4	1997	3
1861	Albuquerque, NM	New York City, NY (Metropolitan Area)	-1.02962	-1.24198	1997	4	1998	3
227	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Charlotte, NC	-1.11757	-1.38636	2004	4	2005	3
227	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Charlotte, NC	-0.49472	-0.50893	2013	1	2013	4
332	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Memphis, TN	-0.64043	-0.61229	2013	3	2014	2
432	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Dayton, OH	-1.97541	-1.92768	1997	4	1998	3

432	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Indianapolis, IN	-0.23060	0.01754	1996	4	1997	3
446	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Columbus, OH	-0.16980	-0.28343	1997	2	1998	1
446	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Columbus, OH	-1.15590	-1.22068	2008	3	2009	2
481	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Richmond, VA	-2.54411	-3.38648	1998	1	1998	4
481	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Richmond, VA	-0.37250	-0.23948	2004	4	2005	3
484	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	St. Louis, MO	-0.93301	-0.93347	2007	1	2007	4
515	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Fort Myers, FL	-0.17704	0.21962	1999	1	1999	4
516	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Norfolk, VA (Metropolitan Area)	-0.54044	-0.65718	1998	1	1998	4
526	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Pittsburgh, PA	-0.59247	-0.53055	1996	4	1997	3
526	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Pittsburgh, PA	-0.92839	-0.87692	1999	4	2000	3
545	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	West Palm Beach/Palm Beach, FL	-1.11777	-1.04536	1998	3	1999	2
554	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	-2.00326	-1.74928	1996	4	1997	3
554	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	-0.39339	-0.20440	1998	1	1998	4
554	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Cleveland, OH (Metropolitan Area)	-0.70743	-0.63852	2011	1	2011	4
576	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.57402	-0.69469	2004	1	2004	4
576	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.50988	-0.44829	2005	4	2006	3
594	Atlanta, GA	Miami, FL (Metropoli	0.89115	0.10842	1996	4	1997	3

	(Metropolitan Area)	(Metropolitan Area)						
606	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	-0.14641	-0.28446	2000	1	2000	4
606	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	0.07081	0.04005	2008	1	2008	4
606	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	-0.30547	-0.24769	2009	3	2010	2
606	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Chicago, IL	-0.70061	-0.77136	2014	3	2015	2
666	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.82217	-1.01763	2014	3	2015	2
692	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Kansas City, MO	0.69660	0.16122	1997	4	1998	3
692	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Kansas City, MO	-0.16981	-0.38745	2003	3	2004	2
696	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Houston, TX	-0.10907	-0.35437	2006	3	2007	2
696	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Houston, TX	-1.03543	-0.47995	2014	1	2014	4
712	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Buffalo, NY	-2.15904	-1.78576	1997	4	1998	3
712	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Buffalo, NY	-1.46155	-2.46937	1999	2	2000	1
712	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Buffalo, NY	-0.67299	-1.02456	2013	2	2014	1
732	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	0.04719	-0.12676	2000	1	2000	4
732	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.29508	-0.24782	2011	3	2012	2
732	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.71826	-0.67020	2014	2	2015	1
795	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.04087	-0.15054	1997	2	1998	1

795	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	New York City, NY (Metropolitan Area)	-1.49414	-1.44637	2011	4	2012	3
813	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Austin, TX	-0.04087	-0.15054	1997	2	1998	1
813	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Austin, TX	-1.49414	-1.44637	2011	4	2012	3
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-0.26530	-0.04850	1996	4	1997	3
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-1.14018	-1.00926	1998	1	1998	4
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-0.35506	-0.39925	1999	4	2000	3
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-0.79825	-1.02621	2004	2	2005	1
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-0.61332	-0.76132	2005	3	2006	2
859	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Hartford, CT	-2.37948	-2.86725	2013	2	2014	1
874	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	San Antonio, TX	-1.08077	-0.74155	2008	1	2008	4
907	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Minneapolis/St. Paul, MN	-0.35697	-0.32756	2000	1	2000	4
952	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Boston, MA (Metropolitan Area)	-0.30910	-0.42589	1998	2	1999	1
1199	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Denver, CO	-0.48221	-0.57547	1999	1	1999	4
1199	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Denver, CO	-0.27436	-0.30464	2011	1	2011	4
1199	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Denver, CO	0.65318	0.74574	2014	1	2014	4
1587	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	-0.95559	-0.87815	2006	4	2007	3
1891	Atlanta, GA	San Diego, CA	-0.96641	-0.88238	2007	1	2007	4

	(Metropolitan Area)							
1891	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	San Diego, CA	-1.46942	-1.58187	2013	1	2013	4
2172	Atlanta, GA (Metropolitan Area)	Portland, OR	-0.80092	-1.15597	2013	2	2014	1
160	Austin, TX	Houston, TX	-1.70659	-1.32346	1997	4	1998	3
183	Austin, TX	Dallas/Fort Worth, TX	-0.01353	-0.28402	2010	2	2011	1
1556	Austin, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.73651	-1.44513	2004	4	2005	3
1698	Austin, TX	Boston, MA (Metropolitan Area)	-1.49708	-1.53143	1996	4	1997	4
1698	Austin, TX	Boston, MA (Metropolitan Area)	0.00012	-0.03213	1999	1	2000	1
1698	Austin, TX	Boston, MA (Metropolitan Area)	-2.02691	-2.12999	2005	3	2006	2
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.33118	-0.53954	2007	2	2008	1
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.47929	-1.10076	2009	4	2010	3
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.52588	-0.50976	2011	2	2012	1
290	Boston, MA (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.00727	-0.94191	2012	4	2013	3
395	Boston, MA (Metropolitan Area)	Buffalo, NY	-0.61988	-0.63968	2005	4	2006	3
496	Boston, MA (Metropolitan Area)	Pittsburgh, PA	-0.77731	-0.66751	2005	4	2006	3
496	Boston, MA (Metropolitan Area)	Pittsburgh, PA	-0.66395	-0.81059	2010	1	2010	4
1562	Boston, MA (Metropolitan Area)	Dallas/Fort Worth, TX	-0.74455	-0.60303	2012	1	2012	4
1609	Boston, MA (Metropolitan Area)	Houston, TX	-2.10900	-1.29215	1997	1	1997	4

1609	Boston, MA (Metropolitan Area)	Houston, TX	-0.14246	-0.16239	2007	2	2008	1
1609	Boston, MA (Metropolitan Area)	Houston, TX	-1.19884	-1.07069	2013	1	2013	4
1754	Boston, MA (Metropolitan Area)	Denver, CO	-1.63638	-1.70744	1997	2	1998	1
1764	Boston, MA (Metropolitan Area)	San Antonio, TX	-0.98801	-0.62165	2008	1	2008	4
1764	Boston, MA (Metropolitan Area)	San Antonio, TX	-0.72055	-0.85040	2011	3	2012	2
2300	Boston, MA (Metropolitan Area)	Phoenix, AZ	-0.29203	-0.63889	2007	3	2008	2
2537	Boston, MA (Metropolitan Area)	Portland, OR	-0.85238	-1.55092	1998	3	1999	2
2611	Boston, MA (Metropolitan Area)	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-1.14170	-1.29267	2003	3	2004	2
2704	Boston, MA (Metropolitan Area)	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.80442	-0.72667	2003	4	2004	3
296	Buffalo, NY	Washington, DC (Metropolitan Area)	-1.30559	-1.39089	2000	2	2001	1
473	Buffalo, NY	Chicago, IL	-1.85884	-1.63477	1998	4	1999	3
473	Buffalo, NY	Chicago, IL	-0.89921	-1.52976	2000	2	2001	1
473	Buffalo, NY	Chicago, IL	-1.27860	-1.82181	2005	1	2005	4
473	Buffalo, NY	Chicago, IL	0.03455	0.02956	2009	2	2010	1
473	Buffalo, NY	Chicago, IL	-0.65733	-0.56041	2010	3	2011	2
1987	Buffalo, NY	Las Vegas, NV	-2.73074	-2.60539	2000	3	2001	2
2217	Buffalo, NY	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-1.07836	-1.44096	2000	3	2001	2
540	Detroit, MI	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.73889	-0.76302	1997	2	1998	1
540	Detroit, MI	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.16485	-0.31103	1999	4	2000	3

		tan Area)						
957	Detroit, MI	Orlando, FL	-1.28550	-1.14816	2006	1	2006	4
1246	Houston, TX	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.43355	-0.96223	2004	4	2005	3
1397	Houston, TX	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	-1.45771	-1.59558	2004	4	2005	3
1465	Houston, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.56357	-0.60237	1997	3	1998	2
1465	Houston, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.13401	-0.40739	2004	4	2005	3
1465	Houston, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-1.21152	-1.01308	2006	1	2006	4
1465	Houston, TX	New York City, NY (Metropolitan Area)	-0.52813	-0.57976	2007	2	2008	1
978	Los Angeles, CA (Metropolitan Area)	Seattle, WA	-0.69704	-0.38106	2008	1	2008	4
1764	Miami, FL (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-0.68480	0.55298	1997	3	1998	2
1764	Miami, FL (Metropolitan Area)	Philadelphia, PA	-1.42180	-1.54793	1999	4	2000	3
1048	New York City, NY (Metropolitan Area)	Tampa, FL (Metropolitan Area)	-2.14307	-1.78090	1999	1	1999	4
342	Omaha, NE	St. Louis, MO	-0.66253	-0.64252	2010	1	2010	4
861	Orlando, FL	Philadelphia, PA	-0.88683	-0.96773	1997	3	1998	2
668	Phoenix, AZ	San Francisco, CA (Metropolitan Area)	-0.00212	-0.04068	2005	1	2005	4
480	Sacramento, CA	San Diego, CA	-0.64309	-0.67311	2010	2	2011	1
2395	Sacramento, CA	Washington, DC (Metropolitan Area)	-0.81870	-0.82871	2005	3	2006	2