

T
338.47
CAM



Escuela Superior Politécnica del Litoral

TESIS DE GRADO

**Análisis de la Demanda Turística del Ecuador
Modelación y Simulación Mediante Datos de Panel**

Previa la Obtención del Título de:

**Economista con Mención en Gestión Empresarial y Especialización
en Sector Público**

Perteneciente a:

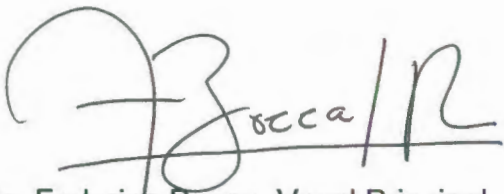
**Juan Carlos Campuzano Sotomayor
Fausto Miguel García Balda
Miguel Angel Padilla Celi**

**Guayaquil - Ecuador
Abril - 2001**

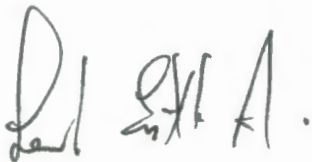
TRIBUNAL DE GRADUACIÓN

Ing. Washington Martínez, Director (E) del ICHE – ESPOL

Msc. Manuel González, Director de Tesis

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Bocca/R', with a horizontal line drawn through the middle of the letters.

MSc. Federico Bocca, Vocal Principal

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Leonardo Estrada', written in a cursive style.

Ec. Leonardo Estrada

Declaración Expresa:

La responsabilidad de los hechos, ideas y doctrinas expuestas en esta Tesis de Grado, nos corresponden exclusivamente; y el patrimonio intelectual de la misma, a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL.


Juan Carlos Cãmpuzano Sotomayor


Fausto Miguel García Balda


Miguel Angel Padilla Celi

AGRADECIMIENTOS

Los autores queremos expresar nuestro agradecimiento en primer lugar a Dios, por habernos iluminado y permitir que superáramos aquellos momentos difíciles.

A nuestras familias, quienes con su apoyo constante supieron brindarnos el ánimo para salir adelante en nuestra carrera que hoy estamos culminando.

A nuestro director de tesis, Msc. Manuel González por el tiempo y esfuerzo dedicado a nuestro propósito.

Al Ing. Víctor Bastidas, Rector de esta querida Institución.

A las personas de la Subsecretaría de Turismo del Litoral, por las facilidades, los comentarios y la información brindada al presente trabajo.

Un agradecimiento muy especial a las personas que con sus ideas y comentarios técnicos aportaron brillantemente a esta investigación: Msc. José Luis Lima, en la distancia, Msc. Federico Bocca y Msc. José Luis Castillo.

Finalmente, las gracias a todos nuestros amigos, quienes sin ser mencionados saben que están en nuestros corazones.

A nuestras familias

RESUMEN

La presente investigación realiza un análisis de la demanda de turismo en el Ecuador durante el período 1980 - 1999. Para ello realizamos diversas estimaciones utilizando la técnica de Datos de Panel con los nueve países principales de origen de turistas: Colombia, Estados Unidos, Perú, Argentina, Chile, Francia, España, Alemania y Venezuela. Nuestro enfoque se centra en el carácter estático de la demanda aunque se analiza superficialmente la naturaleza dinámica. Los resultados demuestran que existe una reducida sensibilidad del turista frente al costo del viaje. La elasticidad-ingreso de la demanda muestra una ligera sensibilidad del producto turístico, pero en el Ecuador este producto no muestra la naturaleza de **bien de lujo** encontrada en otras regiones. Además, el presupuesto para turismo no es significativo y la inversión en obra pública aparentemente estaría aportando negativamente a la demanda de turistas.



INDICE

Resumen	VI
Índice general	VII
Introducción	X
Capítulo I:	
1. Turismo como actividad económica	13
1.1. Actividad Turística en el Ecuador	16
1.1.1. Demanda de Turistas	17
1.1.2. Estacionalidad	20
1.1.3. Oferta de alojamiento	21
1.1.4. Inversión Turística	21
1.1.5. Divisas	22
1.1.6. Presupuestos del Gobierno Central destinado al Turismo	22
1.1.7. Relación en los Mercados Internacionales	23
1.2. Un pequeño Ejemplo: Ecuador vs. Costa Rica	23
Capítulo II:	
2. Análisis Descriptivos de los Datos	26
2.1. Ingresos	27

2.2.	Precios	29
2.2.1.	Costo del Viaje	29
2.2.2.	Costo de Permanencia	30

Capítulo III:

3.	Metodología	34
3.1	Test de Agrupación de Datos	36
3.2.	El Caso Simple	37
3.2.1.	Extensiones del Modelo Simple	38
3.3.	Efectos Fijos	39
3.4.	Efectos Aleatorios	44
3.5.	Mínimos Cuadrados Generalizados	47
3.6.	Contraste de Hausman para Efectos Fijos y Aleatorios	49
3.7.	Autocorrelación	52
3.8.	Modelos Dinámicos	54

Capítulo IV:

4.	Estimación del Modelo	57
4.1.	Los Datos y el Modelo	57
4.2.	El Modelo Estático	59
4.3.	Test de Contraste de Significatividad de los efectos de grupo	64
4.4	Modelo Dinámico	65

Capítulo V:

5. Conclusiones y Recomendaciones	69
-----------------------------------	----

Bibliografía	73
--------------	----

Anexos:

Anexo 1 Clasificación del Turista	79
-----------------------------------	----

Anexo 2 Arribo de Turistas	80
----------------------------	----

Anexo 3 Tipo de Cambio	82
------------------------	----

Anexo 4 Ingreso Per Capita	84
----------------------------	----

Anexo 5 Indices de Precios al Consumidor	85
--	----

Anexo 6 Balanza Turísticas	86
----------------------------	----

Anexo 7 Presupuesto del Gobierno para Turismo	87
---	----

Anexo 8 Precio del Barril del Petróleo	88
--	----

Anexo 9 Test de Hausman	89
-------------------------	----

Tablas	90
--------	----



INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente en el Ecuador y en muchos otros países la mayoría de los estudios económicos se han centrado en analizar el comportamiento e impacto de los principales agregados macroeconómicos, las crisis financieras, los impuestos, la inflación, la deuda externa e interna, la corrupción, el precio del petróleo, etc.; sin lugar a dudas puntos importantes en la agenda económica de cualquier gobierno. Sin embargo, también es fundamental considerar aquellos sectores que siendo de gran trascendencia no son analizados adecuadamente. Entre estos sectores se encuentra el turismo, el cual, en nuestro país cuenta con un enorme potencial de desarrollo económico. Por lo general se observa que los gobiernos suelen subestimar los beneficios económicos que reporta el área turística, ya que no es lo suficientemente tangible como lo puede ser una industria textil o una empresa automotriz.

La presente investigación se basa en trabajos desarrollados anteriormente en países como España y Singapur y varios otros trabajos sobre turismo internacional. Seguimos la metodología utilizada por Ledesma-Rodríguez, Navarro Ibáñez y Pérez-Rodríguez (1999). Además se revisa la técnica empleada en el trabajo realizado por Shahidur Rahman, Tan Khee Giap & Chen Yen Yu (2000), también se analizan algunos puntos importantes resaltados por Morley (2000), finalmente seguimos algunas de las recomendaciones realizadas por Song y Witt (2000).

La Organización Mundial de Turismo en su informe del año 2000 resalta lo siguiente: *“Actualmente el turismo cuenta claramente como uno de los*

fenómenos económicos y sociales más notables del último siglo, e indudablemente mantendrá esta posición en el siglo que comienza. Cada año una mayor porción de la población mundial toma parte en la actividad turística y para la mayoría de países el turismo se ha convertido en uno de los sectores de la economía más dinámico y de rápido crecimiento...".¹ Es por ello que dentro de la teoría del Comercio Internacional, este sector ha empezado a tomar importancia, tanto así que algunos economistas internacionales han empezado a reconocer la importancia de la localización para fijar modelos de comercio mundial (Krugman, 1991.).

En el presente estudio hemos tomado para el análisis a los 9 principales países de origen de turistas hacia el Ecuador: Argentina, Alemania, Colombia, Chile, España, Francia, Perú, Estados Unidos y Venezuela, los mismos que representaron el 79.37% de todos los arribos realizados entre 1980 y 1999.

Debido a la escasa (o casi nula) literatura técnica sobre este tema en el país, hemos decidido realizar nuestra investigación como aporte y con la finalidad de que nos permita tomar notas para el futuro y ampliar la discusión en éste campo. El único esfuerzo serio al respecto fue el encontrado en Coba (1995), "Metodología para el cálculo de una balanza turística"², en donde se propone una metodología que permita ampliar la cobertura de la información existente sobre el turismo en el ámbito local y la comparación a nivel internacional con la finalidad de medir el "impacto turístico".

¹ World Trade Organization, Tourism Highlights 2000.

² Cuestiones Económicas No. 24, Quito 1995, Banco Central del Ecuador.

Este estudio está organizado en 5 secciones: la sección 1 hace referencia a la importancia del turismo como actividad económica y hace una revisión de la actividad turística en el Ecuador durante los últimos 20 años. El capítulo 2 presenta las estadísticas principales de las variables que se utilizan. En la sección 3 se resume la metodología de datos de panel y su justificación como herramienta econométrica. El capítulo 4 muestra los resultados de las estimaciones y, finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones y recomendaciones.

CAPITULO I

1. EL TURISMO COMO ACTIVIDAD ECONÓMICA

Como cualquier actividad económica, el motivo más importante para desarrollar un área como destino turístico, es el beneficio económico esperado de explotar dicha área, esto es, el impacto que pueda tener sobre el trabajo, la inversión, el comercio y sobre los demás sectores relacionados.

Dado que el turismo es básicamente un sector de servicios, Sapir y Winter (1994), siguiendo a Bhagwati (1995), propusieron una clasificación para las transacciones internacionales de servicios de acuerdo a la existencia o no de la movilidad de los compradores y vendedores. Muchos servicios, como los de educación y salud requieren, como en el caso del turismo, el movimiento de los consumidores. Estas categorías son las siguientes:

1. Los usuarios inmóviles de una nación obtienen servicios producidos por proveedores inmóviles localizados en otra nación. Esto ocurre, por ejemplo, con los servicios financieros y profesionales, donde las transacciones fluyen vía redes de comunicación.
2. Los usuarios móviles de una nación viajan a otra nación para obtener servicios. Esta situación es la más frecuente en el turismo, educación y cuidado de la salud.
3. Los proveedores móviles de una nación viajan a otra nación para realizar servicios. Esta situación ocurre en ciertos servicios de negocios, como la ingeniería.

4. Los proveedores de una nación establecen una rama en otra nación para realizar servicios. Este es el modelo más común de competencia internacional, envolviendo una cercana y frecuente interacción entre los compradores y vendedores. Es el tipo más dominante de servicios, incluyendo la contabilidad, la promoción, la banca, servicios de consultoría y distribución.¹

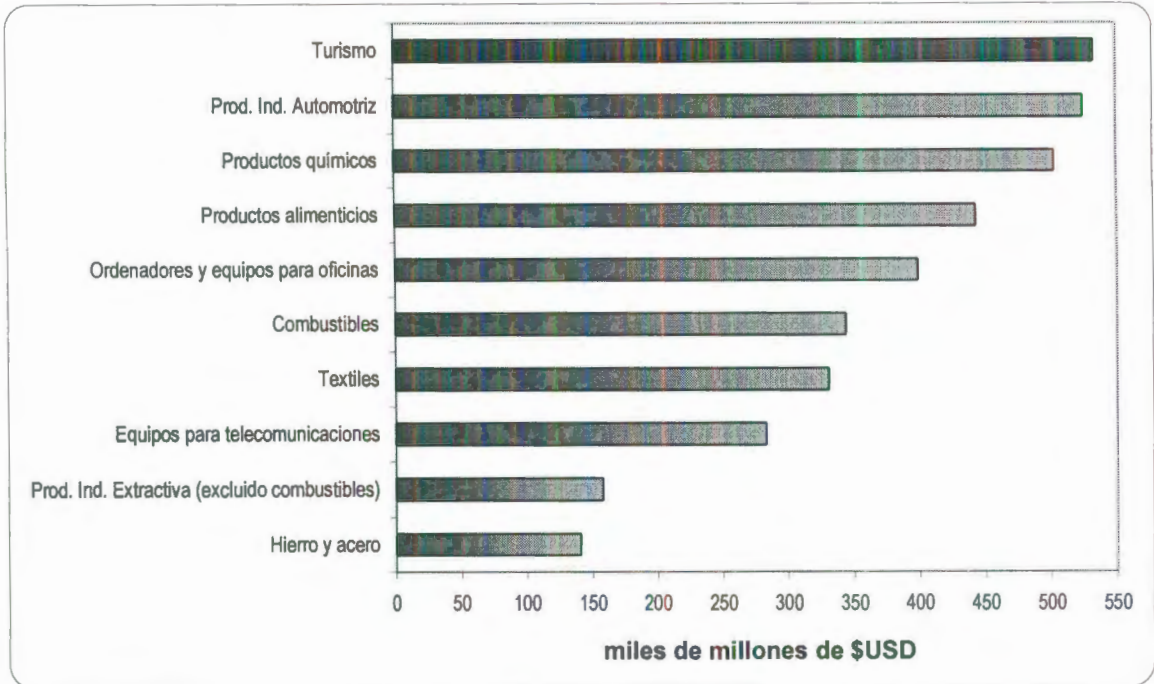
Desde una perspectiva nacional, el turismo es de particular importancia para la balanza de pagos (Pearce, 1989). De acuerdo con el análisis presentado en el Reporte Económico sobre Turismo de la OMT, en su primera edición de 1998, el turismo se encuentra dentro de las 5 primeras categorías de exportaciones para el 83% de países y la principal fuente de divisas extranjeras para al menos el 38% de los mismos.² En el caso de Ecuador, el turismo ha permanecido en 4to lugar después de las exportaciones de petróleo, banano y camarón durante los últimos 20 años, sin embargo, desde 1999 los ingresos por turismo se han visto rezagados por los ingresos provenientes del exterior por parte de los inmigrantes ecuatorianos.



¹ Sapir y Winter, 1994: p. 275

² Economic Importance of Tourism, WTO Tourism Highlights 2000

Cuadro 1.1



Fuente: Organización Mundial del Turismo, Organización Mundial de Comercio, Fondo Monetario Internacional

Dentro del manejo de la política económica, además de ser una herramienta de política económica nacional, el sector turístico también es una herramienta de tipo regional. Las regiones menos prósperas que tienen un ambiente atractivo o herencia cultural pueden ser desarrolladas como destino turístico. El turismo tiene un efecto estimulante sobre las economías de la región. En este aspecto se pueden distinguir dos fases en el desarrollo turístico. Primero, está la fase de desarrollo en la cual las inversiones en construcción de la industria turística están estimulando la economía regional. Estas inversiones incrementan la demanda de bienes y servicios en la región temporalmente. Segundo, durante la fase operacional del turismo, el gasto de los turistas fluye dentro de la economía. Estos gastos tienen un efecto más permanente.³ Las empresas turísticas proveen a la

³ Baaijens, Nijkamp y Van Montfort (1998), "Explanatory Meta-analysis of tourist income multipliers".

economía regional de trabajo. En primer lugar debe mencionarse que el sector turístico es relativamente una industria intensiva en trabajo. Esto significa que se requiere de un stock de capital relativamente bajo para una determinada cantidad de trabajo. En segundo lugar, la demanda laboral creada es fluctuante debido a la estacionalidad que presenta el sector.

Siguiendo esta línea, la EUROESTAT afirma que el turismo provee de 9 millones de puestos de trabajos directos en la Unión Europea, mientras que la Organización Mundial del Turismo (OMT) estima que en todo el mundo existen 115 millones de puestos de trabajo directos. Además, la misma OMT ha estimado que durante los últimos 15 años la creación de nuevos puestos de trabajo en el sector turístico ha sido 1.5 veces más rápida que la media mundial.

1.1. ACTIVIDAD TURISTICA EN EL ECUADOR

El Ecuador presenta un gran potencial en materia de desarrollo turístico, su diversidad geográfica, étnica y climática lo hacen uno de los lugares más interesantes para los extranjeros, pueden disfrutar de playas, sierras, selvas en un solo destino. De hecho, ésta actividad ha crecido en el país a una tasa del 6.37% anual durante los últimos 20 años.

La evolución del turismo durante las dos últimas décadas ha permitido una ligera especialización de la economía. La proporción de los servicios⁴ ha crecido de un 36.86% del PIB en 1980 a un 37.47% del PIB en 1999⁵. La experiencia del

⁴ Incluye comercio, hoteles, bares y restaurantes, transporte, comunicaciones, alquiler de vivienda, servicios prestados a los hogares y a las empresas.

⁵ Al respecto existe un trabajo muy interesante desarrollado por Arteta (2000) "Crecimiento de la Productividad de Factores en Ecuador", en el cual se menciona que en el Sector de Servicios la Productividad

producto Galápagos ha permitido formar operadores receptivos de calificación y fortaleza económica mayores que los de muchos países de la región. Sin embargo, un punto que merece especial énfasis es el hecho de que las tarifas de los productos turísticos del Ecuador comercializados en el exterior son altas respecto al valor real percibido por el consumidor. En la introducción del Plan de Competitividad turística del Ecuador se menciona claramente que “ *Esto se debe [la percepción real del consumidor con respecto a la tarifa] a que no se producen economías a escala, a que se establecen tarifas sin un adecuado análisis previo de costos y al hecho de que no existen acuerdos internos que establezcan niveles de comisión estándar que propicien una mejor relación con el mercado externo y faciliten la negociación ...*”⁶. Al no existir economías a escala dentro del sector, se estaría produciendo ineficiencia en el mercado, lo que se ve reflejado en la poca productividad que aporta éste sector al crecimiento económico y al lento crecimiento de la demanda externa.

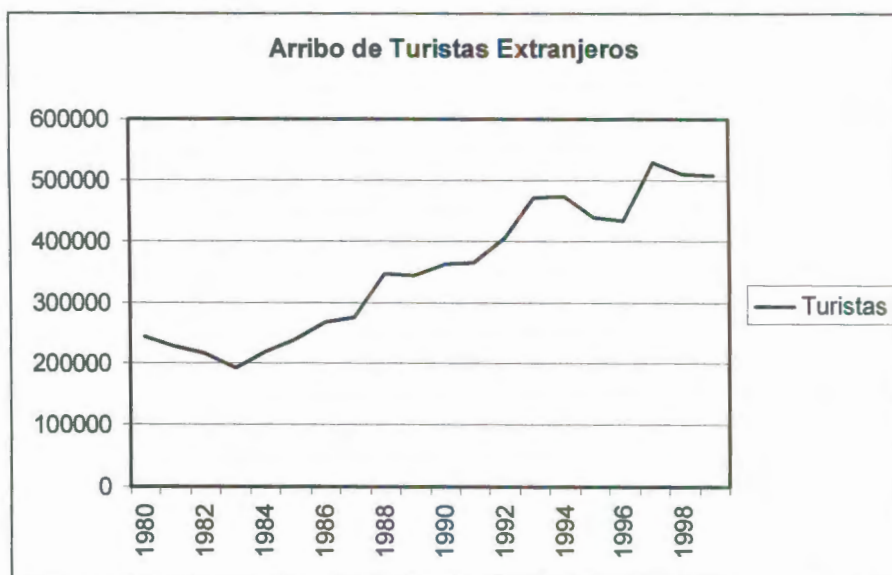
1.1.1. Demanda de Turistas

Con relación a la demanda, el número de visitantes que han arribado a nuestro país ha crecido de 244.485 turistas en 1980 a 508.700 en 1999, a un promedio del 3.29% anual aproximadamente.

Total de Factores (PTF) ha sido negativa durante los últimos 30 años, es decir que *la pérdida de productividad ha contribuido al lento e inclusive negativo crecimiento del sector.*

⁶ Plan de Competitividad Turístico 2000, Ministerio de Turismo del Ecuador.

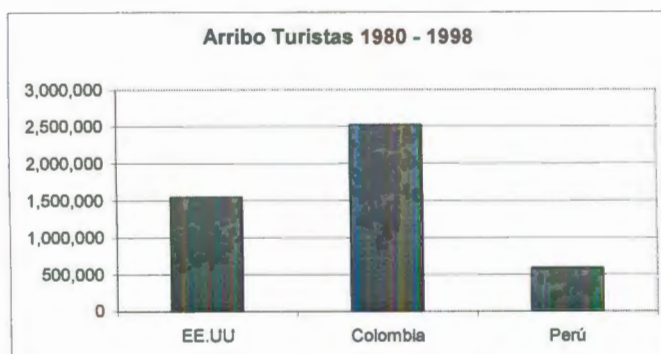
Cuadro 1.2



Fuente: Ministerio de Turismo, Dirección de Migración, INEC
Elaboración: autores

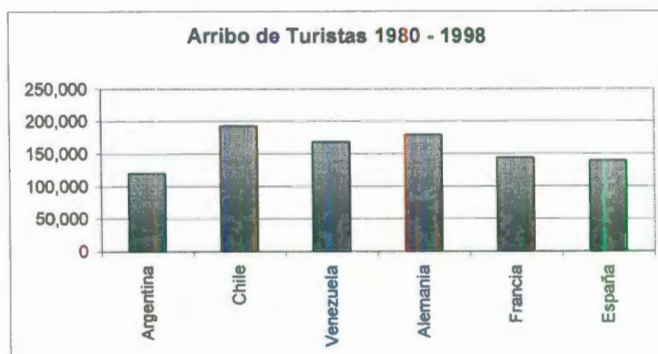
Tres son los principales países de origen de turistas hacia el Ecuador: Estados Unidos, Colombia y Perú. Los tres países representaban un 54.59% de los visitantes en 1980 y un 60.52% en 1998. De los datos disponibles, se tiene que entre 1980 y 1999 arribaron al Ecuador un total de 7.066.079 turistas y, corroborando lo anterior, el 38.5% fueron colombianos, 23.61% norteamericanos y el 9.5% peruanos⁷. Este grupo representó el 71.15% de todos los extranjeros que arribaron al país durante el periodo de estudio, lo cual indica la alta dependencia que tiene el Ecuador con las economías de negocio, ocio y diversión de estos tres países.

⁷ El análisis individual recoge el periodo 1980-1997.

Cuadro 1.3

Fuente: Ministerio de Turismo
Elaboración: autores

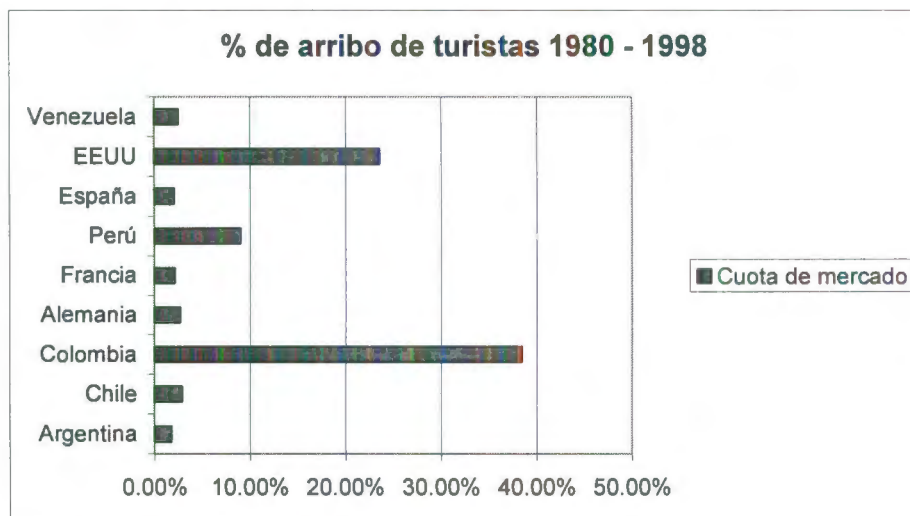
El grupo conformado por Argentina, Chile y Venezuela ha decaído del 9.93% en 1980 al 6.66% en 1998, mientras que la principal demanda europea, conformada por Alemania, Francia y España también presenta un descenso en la proporción de extranjeros arribados: en 1980 representaban un 12.04% y en 1998 únicamente representan el 9.79%.

Cuadro 1.4

Fuente: Ministerio de Turismo
Elaboración: autores

En 1998, del total de la cuota de mercado de turistas que arribaron al país, el 75.9% correspondió al mercado intraregional⁸ y apenas el 24.1% al mercado interregional⁹.

Cuadro 1.5



Fuente: Ministerio de Turismo
Elaboración: autores

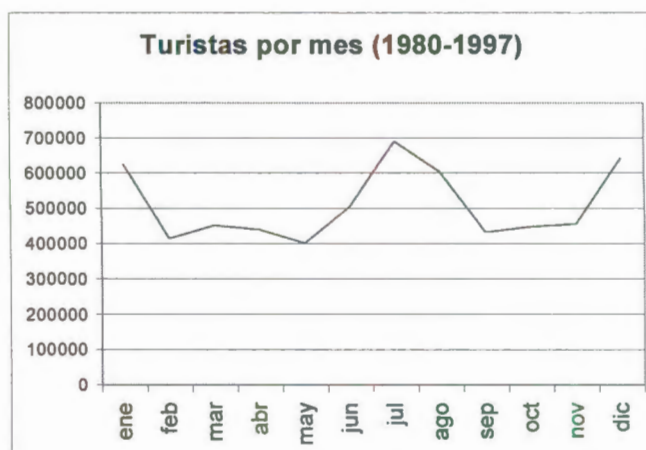
1.1.2. Estacionalidad

El Ecuador presenta una estacionalidad en el arribo de turistas. De hecho, la estación más alta se presenta entre los meses de mayo a octubre, en donde se recibe en promedio a aproximadamente el 50.18% de todos los turistas, siendo el mes de julio el de mayor afluencia de turistas, este mes representa en promedio más del 11% de todos los arribos. El otro período de estacionalidad se encuentra entre los meses de noviembre a febrero del año siguiente, el arribo de turistas al país durante ésta época representa el 34.49% del total de llegadas de extranjeros.

⁸ Países de América del Norte, Central y Sudamérica.

⁹ Países de Europa, Africa, Asia y otros países del mundo.

Cuadro 1.6



Fuente: Ministerio de Turismo
Elaboración: autores

1.1.3. Oferta de Alojamiento

La oferta de alojamiento entre 1987 y 1999 ha crecido notablemente. Mientras que en 1987 se contaba con 25.531 habitaciones y 44.696 plazas, en 1999 existían 45.677 habitaciones y 95.343 plazas, es decir, un crecimiento del 44.1% y del 53.12% respectivamente.

1.1.4. Inversión Turística

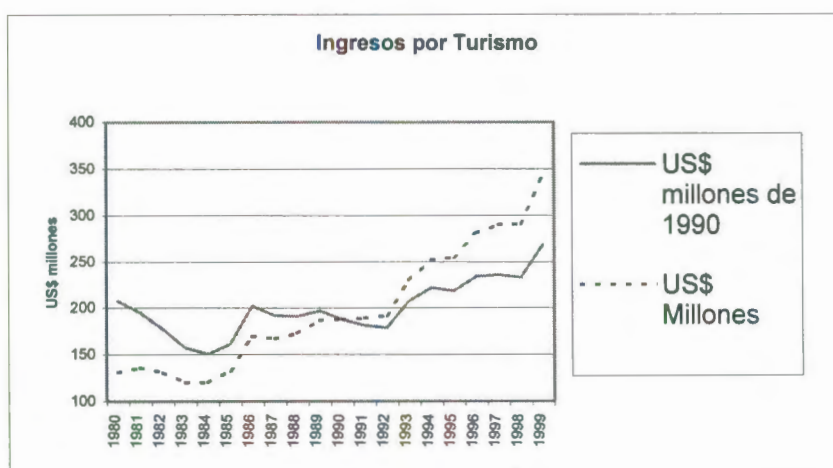
En materia de inversiones, entre 1998 y 1999 se calificaron 24 nuevos proyectos turísticos, con una inversión total de USD\$33'953.104, creando 1.385 nuevos puestos de trabajo directo y aproximadamente 5.540 puestos de trabajo indirectos¹⁰.

¹⁰ Información del Ministerio de Turismo del Ecuador proporcionada a la OMT.

1.1.5. Divisas

En cuanto a los ingresos generados por turismo, estos se han incrementado de USD\$131 millones en 1980 a USD\$343 millones en 1999, creciendo en promedio 6.37% anual aproximadamente. En términos reales, los resultados no son tan optimistas, pues en 1980 ingresaron al país USD\$207.69 millones y en 1999 esta cifra alcanzaba el valor de USD\$269.03 millones, por lo que el crecimiento real ha sido de apenas el 2.34% en promedio durante los últimos 20 años.

Cuadro 1.7



Fuente: Banco Central del Ecuador, Ministerio de Turismo
Elaboración: autores

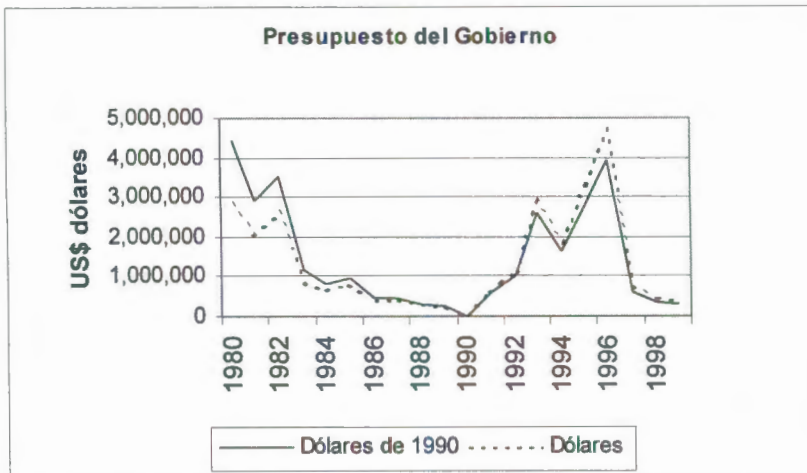
1.1.6. Presupuesto del Gobierno Central destinado para Turismo

Entre 1980 y 1999 el Gobierno asignó en su presupuesto para turismo un total de USD\$27'137.934. Se nota la falta de políticas y estrategias que permitan tener una adecuada sostenibilidad al organismo oficial. Puede notarse que mientras en 1980 el presupuesto en dólares para turismo alcanzaba los USD\$2'800.000, en 1999 apenas fue de USD\$382.376.90.





Cuadro 1.8



Fuente: Banco Central del Ecuador, Ministerio de Finanzas
Elaboración: autores

1.1.7. Relación en los mercados internacionales

Dentro del mercado turístico regional¹¹, en 1990 el Ecuador mantenía una cuota del mercado de arribos en el orden del 4.59%, mientras que en 1999 logra obtener un 3.29%, lo que implica que se deben de realizar esfuerzos para volver a retomar esa cuota de mercado que se ha perdido (1.3%), e incluso ampliarla. De igual manera, del total de los ingresos generados en la región entre 1990 y 1998, el país ha captado el 2.70% de los mismos. De igual manera, se ha perdido una cuota del mercado de divisas que genera el turismo, pues mientras en 1990 el Ecuador alcanzaba el 3.8% de los ingresos de toda la región, en 1998 captó apenas el 2.36%.

1.2 UN PEQUEÑO EJEMPLO: ECUADOR VS. COSTA RICA.

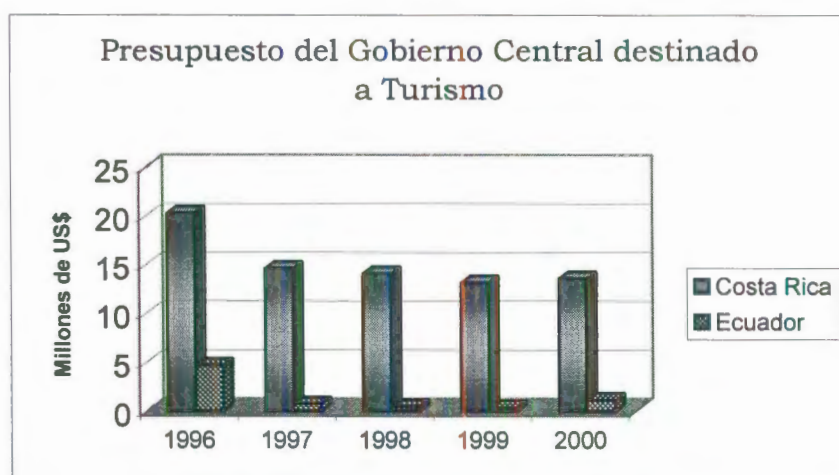
En el ámbito de la competencia internacional como destino turístico, el Ecuador tiene que pugnar una porción del segmento de mercado con su principal

¹¹ Países de Sudamérica

competidor: Costa Rica. El vecino centroamericano posee características muy similares a las de nuestro país, cuenta con una gran cantidad de recursos naturales y su biodiversidad es muy extensa, así como sus destinos y parajes.

En el cuadro 1.9 se puede observar la marcada diferencia con la que ambos gobiernos manejan el aspecto turístico. Mientras Costa Rica, durante los últimos 5 años, le ha asignado al turismo de su presupuesto general la cantidad de \$75.84 millones de dólares aproximadamente, el Ecuador apenas ha invertido el 9.76% de esa cifra, es decir \$7.43 millones de dólares.

Cuadro 1.9

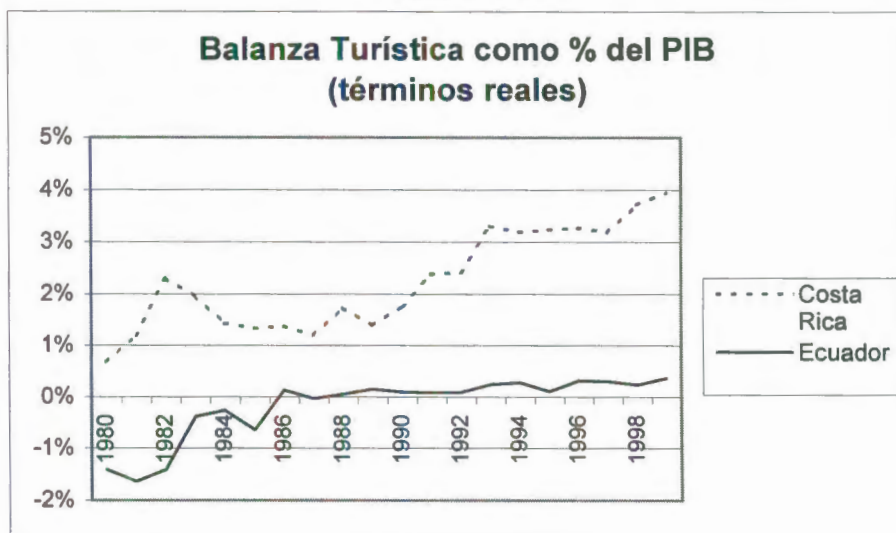


Fuente: Ministerio de Turismo de Costa Rica, Banco Central del Ecuador, Ministerio de Finanzas
Elaboración: autores

El análisis de la balanza de pagos muestra el saldo de la balanza turística como porcentaje del PIB en términos reales. El cuadro 1.10, refleja la situación claramente: Costa Rica ha tenido un crecimiento notable al pasar del 0.67% en 1980 a casi el 4% del PIB en 1999. Por otro lado, en nuestro país el crecimiento

ha sido apenas desde el -1.4% en 1980 al 0.37% en 1999. Esto demuestra a breves rasgos el aporte del sector al crecimiento económico de ambos países.

Cuadro 1.10



Fuente: Banco Interamericano de Desarrollo
Elaboración: autores

CAPITULO II

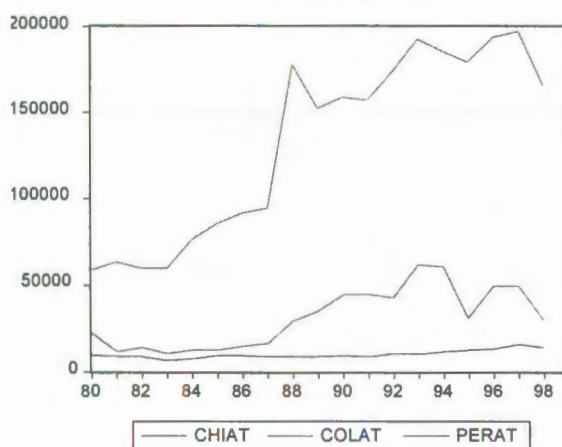
2. Análisis descriptivo de los datos

En los estudios llevados a cabo sobre la estimación de demanda de turismo internacional, como los mencionados anteriormente en este trabajo de investigación, se puede observar que la variable de salida ha sido generalmente el producto o renta generado por la actividad en sí. Las variables independientes escogidas usualmente han sido: variables precios y variables ingresos. De otra manera, las técnicas de estimación usadas en estudios previos han sido muy variados: Funciones de Transferencia, Filtros de Kalman, modelos de Corrección de errores, VAR's, etc., en fin no hay un modelo teórico en el cual se base rigurosamente este tipo de estimaciones.

Sin embargo cerca del 70 % de las investigaciones que tratan de estimar la demanda han escogido el número de visitantes como las variables a explicar. Unas de las razones por esta opción es la relativa escasez de los datos concernientes a los medios gastados por el turista. Además muchos de los estudios han usado el número de ingreso de personas que pasan a través de los aeropuertos, muelles, fronteras terrestres, sin considerar las reales razones de viajes.

Este trabajo usa como variable dependiente el número de extranjeros que han ingresado al país en calidad de visitantes¹, los datos han sido proporcionado por el Ministerio de Turismo.

Cuadro 2.1
Frecuencia de arribos
Chile, Colombia y Perú



Elaboración: autores

Las principales variables exógenas son: los ingresos, el precio del barril de petróleo, y el tipo de cambio.

2.1. INGRESO

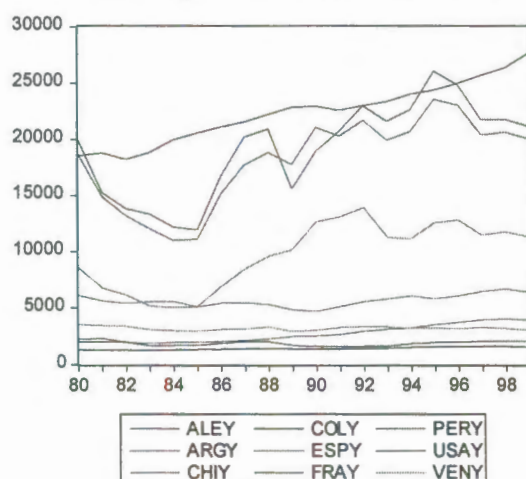
La variable ingreso que usaremos será el PIB per cápita de cada país en términos reales, usando precios constantes de 1990 como indicador del ingreso disponible

¹ El arribo de turistas internacionales cubre el número de arribos de visitantes y no el número de personas. La misma persona que realiza varios viajes al país durante un período dado podría ser contada cada vez como un nuevo arribo.

del turista para solventar sus gastos, incluido los relacionados al turismo, por lo tanto se puede decir que a mayor ingreso por habitante, es mayor la predisposición a viajar, claro que también es importante considerar la distancia geográfica que separa las regiones al momento de tomar la decisión de viajar.

Cuadro 2.2

Ingreso per cápita (US\$ de 1990)



Elaboración: autores



De los datos colectados (Anexo 4) podemos inferir que de los países que nos visitan, los estadounidenses tienen un mayor ingreso per cápita con una media de US\$ 22,392.78 y una desviación estándar de US\$ 2,703.76, Alemania y Francia tienen un comportamiento casi similar en sus ingresos: US\$ 19,135.12 y \$18,102.82 respectivamente, muy superiores al de España (US\$ 9,701.77) que también forma parte de la Comunidad Europea. Le sigue Argentina con una media de US\$ 5,657.99 y una volatilidad de \$533.09. Los últimos en ubicarse a nivel de

ingreso son los países de la región Andina: Chile, Perú y finalmente, Colombia con una media de US\$ 2,751.72, US\$ 1,864,2 y US\$ 1,427.802 respectivamente.

2.2. PRECIOS

Debido a la escasez de datos, es difícil de obtener una medida apropiada de precios relacionados con la actividad turística. En este contexto existen dos elementos de juicio muy importantes: el costo del viaje y el costo que incurre el turista en su viaje con respecto a su alimentación, hospedajes y la adquisición de bienes y servicios.

2.2.1. Costo del viaje

El incluir el precio de transporte no aparece en disputa en las investigaciones realizadas, pero en la actualidad existen algunos estudios empíricos que aconsejan el excluir esta variable por traer problemas de multicolinealidad y también por el problema de escasez de datos. Sin embargo, es posible obtener una aproximación de la medida de los costos de transporte usando tarifas de vuelos o también el precio del barril de petróleo, componente usado para la operación del transporte.

Para nuestro caso hemos optado por utilizar como variable la segunda opción, creando una variable proxy que consiste en dividir el precio del barril del petróleo entre el índice de precios del consumidor de cada país como una aproximación al costo del viaje en cada uno de ellos.

2.2.2. Costo de permanencia

Usualmente el Índice de Precio del consumidor (IPC) en el país de destino es usado como proxy del costo del turismo, en lo concerniente a bienes y servicios. Un problema que hay cuando se utiliza el IPC como indicador del costo que incurre el turista con sus gastos en el país visitado es que no siempre refleja el costo de vida en su país de origen, especialmente en países en vías de desarrollo. Sin embargo este procedimiento es el más usado al no existir un índice que refleje una canasta de bienes típicos usados por turistas (Kliman, 1981, pág. 490). Los turistas potenciales basan sus decisiones generalmente más por conocimiento del tipo de cambio entre su moneda local y la extranjera que por el índice de precios del país al cual van a viajar.

Para saber si nuestros bienes están abaratándose o encareciéndose relativamente en relación con los extranjeros, debemos tener en cuenta lo que ocurre con los precios de nuestro país y los demás. Par ello se examina el tipo de cambio efectivo real o simplemente el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real es el cociente entre los precios de los países citados en este estudio y los nacionales, expresados en la misma moneda. Mide la competitividad de un país en el comercio internacional. El tipo de cambio real se define de la siguiente forma:

$$\text{Tipo de Cambio Real} = R_i = \frac{eP_i^*}{P}$$

Donde P y P_i^* son los niveles de precios de nuestro país y del extranjero respectivamente, y e es el precio de las monedas extranjeras expresados en nuestra moneda (tipo de cambio nominal).

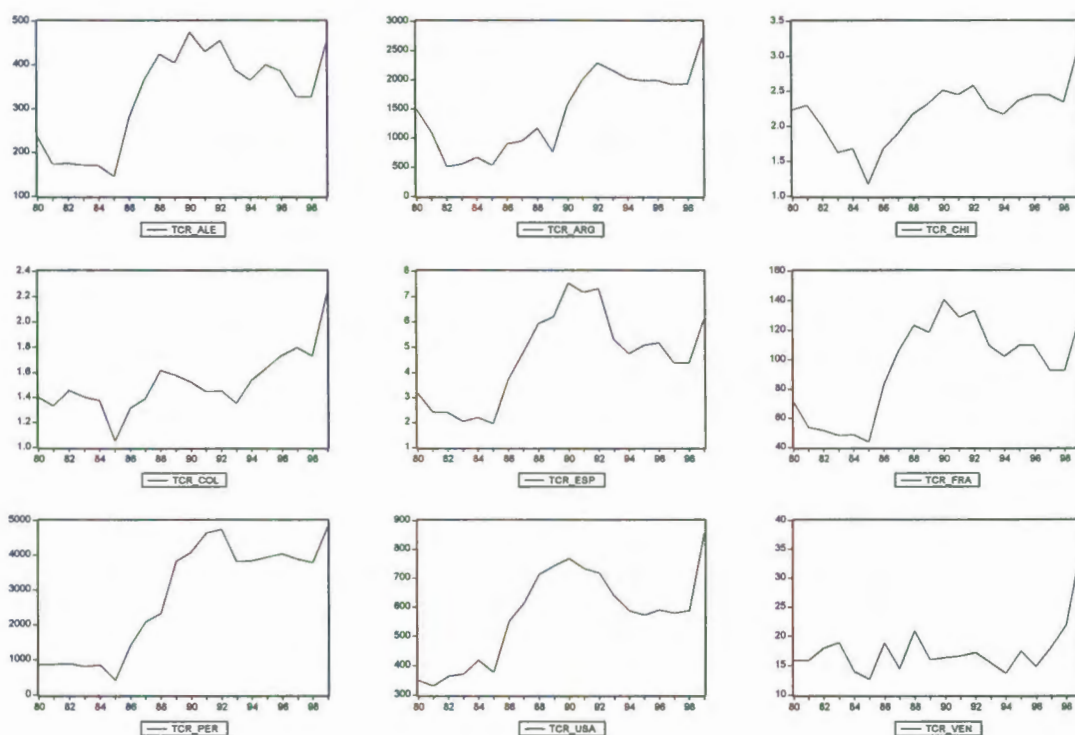
Una subida del tipo de cambio real, o sea, una depreciación real significa que los bienes y servicios extranjeros se han encarecido en relación con los de Ecuador. En cambio una disminución de R_i , es decir, una apreciación real significa que nuestros bienes se han encarecido relativamente, o sea, que hemos perdido competitividad.



Para la construcción de esta variable se utilizó el índice de precios del consumidor de cada país estudiado con relación al IPC del Ecuador. Como precio de la moneda, el tipo de cambio nominal de los diferentes países con respecto al sucre.

A continuación se presenta el gráfico donde se observa los diferentes índice de tipo de cambio real bilateral de los países estudiados con respecto a Ecuador, manteniendo como base el año 1990.

Cuadro 2.3
Indices de TCR (1990=100)



Elaboración: autores

Se puede contemplar en el gráfico anterior que Colombia ha tenido una gran volatilidad en el transcurso de los años con respecto al índice de tipo de cambio real, no así Chile, quien tiene una desviación muy pequeña. Todos los países a excepción de Estados Unidos se depreciaron con relación a nuestro país de una manera considerable hasta el año 1985. En adelante la tendencia ha sido la de depreciación de nuestro tipo de cambio, con una aceleración a partir de 1998. Con el proceso de Dolarización, los precios del Ecuador se están internacionalizando, perdiendo la competitividad que gozaba en años anteriores con países alternativos de turismo.

CAPITULO III

3. METODOLOGÍA

En la presente sección discutiremos las técnicas de datos de panel. Empezaremos estableciendo algunas notaciones:

Y_{it} = el valor de la variable dependiente para la unidad i de la sección cruzada al tiempo t , donde $i = 1, \dots, n$ y $t = 1, \dots, T$

X_{it}^j = el valor de la j -ésima variable explicatoria para la unidad i al tiempo t .
Donde hay k variables explicatorias indexadas por $j = 1, \dots, K$.

Los datos de panel son muestras formadas por las observaciones recogidas a n agentes económicos a lo largo de T instantes de tiempo.

Restringiremos la presente investigación a la estimación con paneles equilibrados. Esto es, tenemos el mismo número de observaciones a través de cada unidad de sección cruzada, así, el total de observaciones es $n.T$.

Cuando $n = 1$ y T es grande, tenemos el caso de series de tiempo. En cambio, cuando $T = 1$ y n es grande, tenemos datos de sección cruzada. El método de

estimación de datos de panel se refiere cuando $n > 1$ y $T > 1$. En esta investigación analizamos el caso cuando n es relativamente mayor a T . La teoría asintótica que se usa es que n es infinito y T es fijo.

Los datos de panel se definen como sigue:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + w_{it} \quad (3.1)$$

donde la forma más común de ordenar los datos es por unidades de decisión, así

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \cdot & \cdot & X_{i1}^k \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \cdot & \cdot & X_{i2}^k \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \cdot & \cdot & X_{iT}^k \end{bmatrix} \quad w_{it} = \begin{bmatrix} w_{i1} \\ w_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ w_{iT} \end{bmatrix}$$

Donde w_{it} se refiere al término de error para la i -ésima unidad al tiempo t . En orden de explorar más adelante la naturaleza de los efectos fijos y los efectos aleatorios, asumamos que el término error de la ecuación (3.1) puede ser re-especificado como

$$w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$$

Donde u_i denota los efectos no observables de sección cruzada y ε_{it} son los residuales que varían entre las regiones y el tiempo. Existen dos supuestos que se pueden hacer sobre u_i . Primero, si u_i está correlacionado con x_{it} , se tiene el

modelo de efectos fijos. Segundo, si u_i no está correlacionado con x_{it} , entonces tenemos el modelo de efectos aleatorios. Analizaremos esto más adelante.

3.1 TEST DE AGRUPACIÓN DE DATOS

Un punto inicial antes de cualquier estimación es comprobar que los datos pueden ser agrupados en forma de datos de panel. Primero se estima un modelo en el cual la constante y los coeficientes se asumen fijos entre regiones:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + w_{it}$$

y comparar esto con el modelo no restringido mencionado en 3.1 con un test F. El primer test es:

$$F = \frac{(RSS_{R1} - RSS_U) / [(N-1)(K+1)]}{RSS_U / [N(T-K-1)]} \quad (3.2)$$

En donde el RSS_{R1} y RSS_U son la suma de los residuales al cuadrado de los modelos restringidos y no restringidos respectivamente, y $(N-1)(K+1)$ y $N(T-K-1)$ son los grados de libertad. Si el valor calculado de F_1 es menor que el valor crítico, la hipótesis nula de constantes y pendientes homogéneas entre las N regiones no puede ser rechazada, esto significa que los datos pueden ser agrupados y el modelo de datos de panel es el apropiado. Sin embargo, si la hipótesis nula es rechazada, es decir, si la constante, las pendientes, o ambas son heterogéneas,

podemos probar la existencia de pendientes heterogéneas y constantes homogéneas a través de un segundo test F:

$$F_2 = \frac{(RSS_{R2} - RSS_U) / [(N-1)(K)]}{RSS_U / [N(T-K-1)]} \quad (3.3)$$

Donde RSS_2 son la suma de residuales al cuadrado para el modelo en el cual se permite que el término constante varíe entre regiones, pero los coeficientes de las pendientes está restringidos a mantenerse igual. Si el valor calculado de F_2 es menor que el valor crítico, podemos decir que las constantes del modelo son heterogéneas pero las pendientes son homogéneas. Si esto pasa, todavía podemos agrupar los datos en forma de panel. Si aceptamos esta hipótesis nula, también es posible probar la hipótesis nula de constantes homogéneas condicionadas a pendientes constantes por un tercer test F:

$$F_3 = \frac{(RSS_{R1} - RSS_{R2}) / [(N-1)]}{RSS_{R2} / [NT - N - K]} \quad (3.4)$$

3.2. EL CASO SIMPLE

Empezaremos considerando la estimación del modelo más simple, el cual se lo logra ignorando la estructura de panel de los datos. Agrupando los datos como se describe en la ecuación (3.1) y dejando que el modelo sea dado por

$$Y = X\beta + w \quad (3.5)$$

Donde se asume que $w_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ para toda i y t . Esto es, para un individuo dado, las observaciones están serialmente no correlacionadas; y a través de los individuos y el tiempo, los errores son homocedásticos.

La estimación de este modelo es directa. Las asunciones que hemos hecho corresponden al modelo lineal clásico. Las estimaciones eficientes se dan agrupando los datos según lo mostrado anteriormente y usando Mínimos Cuadrados Ordinarios. Asumiendo cada observación como iid, sin embargo, hemos esencialmente ignorado la estructura de panel de los datos. Así este método de estimación es el más fácil, pero no siempre es el más apropiado por las razones que a continuación detallamos.

3.2.1. Extensiones del Modelo Simple.

Nuestro punto de partida es el siguiente modelo:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + w_{it} \quad (3.6)$$

Donde para el caso típico el número de individuos es grande, y el número de periodos de tiempo es pequeño. Vamos un paso más allá y especificamos la siguiente estructura para el término de error:



$$w_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (3.7)$$

Donde asumimos que η_{it} no está correlacionada con X_{it} . El primer término de la descomposición, α_i , es llamado efecto individual. En esta formulación, nuestro desconocimiento tiene dos partes: la primera parte varía a través de los individuos o de la unidad de sección cruzada, pero es constante a través del tiempo; esta parte puede o no puede estar correlacionada con las variables explicativas. La segunda parte varía independientemente a través del tiempo y los individuos. Esta formulación es la forma más simple de capturar la noción de que dos observaciones del mismo individuo puedan estar más “cerca” que las observaciones a partir de dos diversos individuos.

Una gran proporción de aplicaciones empíricas envuelven una de las siguiente asunciones acerca de los efectos individuales:

1. Efectos aleatorios : α_i no está correlacionado con X_{it}
2. Efectos fijos: α_i está correlacionado con X_{it} .

3.3. EFECTOS FIJOS

Una formulación común del modelo supone que la diferencia entre unidades pueden captarse mediante diferencias en el término constante. Por lo tanto en:

$$y_{it} = \alpha_i + B'x_{it} + w_{it} \quad (3.8)$$

cada α_i , es un parámetro desconocido que debe de ser estimado. Sean y_i y X_i las T observaciones de la i -ésima unidad, y sea w_i el vector $T \times 1$ de errores asociados. Entonces, podemos escribir (3.7) como

$$y_i = i\alpha_i + X_i\beta + w_i$$

Reagrupando tenemos

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ y_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & i & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ w_3 \end{bmatrix}$$

o

$$y = [d_1 \ d_2 \ \cdot \ d_n \ X] \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + w \quad (3.9)$$

Donde d_i es una variable ficticia que indica la i -ésima unidad. Sea la matriz $nT \times n$ $nD = [d_1 \ d_2 \ \dots \ d_n]$.

Entonces, reuniendo las nT filas se obtiene

$$y = D\alpha + X\beta + w \quad (3.10)$$

Este modelo se denomina habitualmente como el modelo de mínimos cuadrados de variables ficticias (MCFV) (aunque la parte del nombre <mínimos cuadrados> se refiere a la técnica que se utiliza habitualmente para estimarlo, no al modelo como tal).

Este es el modo de regresión clásica, por lo que no se requieren nuevos resultados para analizarlo. Si n es suficientemente pequeño, el modelo puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios, con K regresores en \mathbf{X} y n columnas en \mathbf{D} , como una regresión múltiple con $n + k$ parámetros. Utilizando resultados conocidos de una regresión particionada, escribimos el estimador de MCO de β como

$$b = [X' \quad M_d \quad X]^{-1} [X' \quad M_d \quad y] \quad (3.11)$$

donde

$$M_d = I - D(D'D)^{-1} D'$$

Esto es equivalente a una regresión de mínimos cuadrados utilizando los datos transformados $X_0 = M_d X$ y $y_0 = M_d y$: La estructura de \mathbf{D} es particularmente cómoda; sus columnas son ortogonales, así que

$$M_d = \begin{bmatrix} M^0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & M^0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & M^0 \end{bmatrix}$$

Cada matriz en la diagonal es

$$M^0 = I^T - \frac{1}{T} i i'$$

Premultiplicando cualquier vector $T \times 1$ z_i por M^0 crea $M^0 z_i = z_i - \bar{z}_i$. (Nótese que la media se toma únicamente sobre las T observaciones de la unidad i .) Por tanto, la regresión de $M_d y$ sobre $M_d X$ es equivalente a la regresión de $[y_{it} - \bar{y}_i]$ sobre $[x_{it} - \bar{x}_i]$ donde \bar{x}_i es el vector $K \times 1$ de medias de x_{it} sobre las t observaciones. Los coeficientes de las variables artificiales se pueden recuperar desde la otra ecuación normal de la regresión particionada

$$D'Da + D'Xb = D'y \quad (3.12)$$

o

$$a = [D' \quad D]^{-1} D'(y - Xb)$$

Esto implica que cada i

$$a_i = \text{el residuo medio del grupo } i\text{-ésimo} \quad (3.13)$$

Alternativamente,

$$a_i = \bar{y}_i - b' \bar{x}_i$$

El estimador apropiado de la matriz de varianzas y covarianzas de b es

$$\text{VarEst}[b] = s^2 [X' M_d X]^{-1} \quad (3.14)$$

que utiliza la matriz de segundos momentos habitual, con las x expresadas, ahora, como desviaciones de sus respectivas medias de unidad. El estimador de la varianza de los errores es

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - a_i - x'_{it} b)^2}{nT - n - K} \quad (3.15)$$

El residuo i -ésimo es

$$\begin{aligned} e_{it} &= y_{it} - a_i - X'_{it} b \\ &= y_{it} - (\bar{y}_i - \bar{x}'_i b) - x'_{it} b \\ &= (y_{it} - \bar{y}_i) - (x_{it} - \bar{x}_i)' b \end{aligned}$$

Por tanto, el numerador en s^2 es exactamente la suma de los residuos al cuadrado de la regresión de (3.11). Pero la mayoría de los programas de ordenador utilizan $nT - K$ para que el denominador cuando calculan s^2 , por lo que será necesaria una corrección. Para los efectos individuales,

$$\text{Var}[a_i] = \frac{\sigma^2}{T} + \bar{x}_i \text{Var}[b] \bar{x}_i$$

3.4. EFECTOS ALEATORIOS

Consideremos el siguiente modelo

$$Y_{it} = \alpha + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

Donde hay K regresores además del término constante. El componente u_i es el error aleatorio que caracteriza a la i -ésima observación, y es constante a lo largo del tiempo. Suponemos además que:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it}] &= E[u_i] = 0 \\ E[\varepsilon_{it}^2] &= \sigma_\varepsilon^2 \\ E[u_i^2] &= \sigma_u^2 \\ E[\varepsilon_{it}u_j] &= 0, \text{ para cada } i, t \text{ y } j. \\ E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] &= 0, \text{ si } t \neq s \text{ o } i \neq j \\ E[u_i u_j] &= 0 \text{ si } i \neq j \end{aligned} \quad (3.17)$$

Es útil interpretar la formulación del modelo en bloques de T observaciones para las observaciones i , \mathbf{y}_i , \mathbf{X}_i , u_i y ε_i . Para estas T observaciones, considerando la re-especificación que hicimos al inicio del capítulo tenemos que

$$w_{it} = \varepsilon_{it} + u_i$$

y

$$\mathbf{w}_i = [w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT}]$$

Dada la forma de w_{it} , este se denomina con frecuencia, modelo de componentes del error.

Entonces,

$$E[w_{it}^2] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$$

$$E[w_{it}w_{is}] = \sigma_u^2, \quad t \neq s$$

Para las T observaciones de la unidad i , sea $\Omega = E[w_i w_i']$. Entonces,

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdot & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdot & \sigma_\mu^2 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdot & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 I + \sigma_\mu^2 i i', \quad (3.18)$$

donde i es un vector de columna $T \times 1$ de unos. Como las observaciones i y j son independientes, la matriz de varianzas y covarianzas de los errores para las nT observaciones es

$$V = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \Omega & 0 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \cdot & \Omega \end{bmatrix} \quad (3.19)$$

Para diagnosticar la existencia de efectos aleatorios en el modelo, suele utilizarse el test del multiplicador de Lagrange basado en los residuales de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del modelo en el cual los términos de la pendiente y el interceptor se asumen constantes (Breuch y Pagan, 1980), el test se basa en

$$\begin{aligned}
 H_0: \sigma_u^2 &= 0 \\
 H_1: \sigma_u^2 &\neq 0
 \end{aligned}
 \quad (\text{Corr}[wit, wis] = 0)$$

Donde el test estadístico es

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (3.20)$$

Y e_{it} es el residuo de la regresión de MCO del conjunto de datos. Bajo la hipótesis nula LM es distribuida como una Chi - cuadrado con un grado de libertad. Existen un número de alternativas al test LM de Breuch-Pagan anteriormente descrito, sin embargo, no siempre es claro cual podría ser utilizado. Alternativamente, el modelo de efectos aleatorios puede ser examinado directamente a través del modelo de efectos fijos. Uno de estos tests es el desarrollado por Hausman (1978), el cual lo revisaremos más adelante.

3.5 MÍNIMOS CUADRADOS GENERALIZADOS

Para los mínimos cuadrados generalizados, necesitamos $V^{-1/2} = I \otimes \Omega^{-1/2}$. Por tanto, sólo necesitamos encontrar $\Omega^{-1/2}$, que es

$$\Omega^{-1/2} = I - \frac{\theta}{T} ii'$$

Donde,

$$\theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{T\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2}}$$

Por lo tanto, la transformación de y_i y X_i para MCG es,

$$\Omega_i^{-1/2} y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} - \theta \bar{y}_i \\ y_{i2} - \theta \bar{y}_i \\ \cdot \\ y_{iT} - \theta \bar{y}_i \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

Y de la misma forma para las filas de X_i . Para los datos es su conjunto, los MCG se calculan regresando éstas desviaciones parciales de y_{it} sobre las mismas transformaciones de x_{it} .

Se puede demostrar que el estimador de MCG, como estimador de MCO, es una media ponderada matricial de los estimadores intra y entre-unidades.

$$\hat{\beta} = \hat{F} \hat{b}^w + (I - \hat{F}) \hat{b}^b \quad (3.22)$$

Donde

$$\hat{F}^w = [S_{xx}^w + \lambda S_{xx}^b]^{-1} S_{xx}^w$$

$$\lambda = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\mu^2} = (1 - \theta)^2$$

En la medida en que λ difiere de uno, vemos que la ineficiencia de mínimos cuadrados vendrá dada por una ponderación ineficiente de los dos estimadores de mínimos cuadrados. Los MCO, comparados con los MCG, otorgan demasiada ponderación a las variaciones entre-unidades. Lo incluye todo en las variaciones de X , en vez de distribuir una parte a la variación aleatoria entre grupos, atribuible a la variación de u_i entre unidades.

Hay algunos casos extremos que deben considerarse. Si $\lambda = 1$, los MCG coinciden con los MCO. Esto ocurriría si σ_u^2 fuese cero, en cuyo caso, el modelo de regresión clásico sería aplicable. Si λ es igual a cero, el estimador es el de variables artificiales que se utiliza en el contexto de efectos fijos. Existen dos posibilidades. Si σ_ε^2 fuese cero, todas las variaciones entre unidades se deberían a las distintas u_i que, como son constantes en el tiempo, serían equivalentes a las variables artificiales que se utilizan en el modelo de efectos fijos. El otro caso es $T \rightarrow \infty$. Lo podemos interpretar de la siguiente forma: Si $T \rightarrow \infty$, la u_i no observable se convierte en observable. Tomando las T observaciones de la i -ésima unidad. Nuestro estimador de $[\alpha, \beta]$ es consistente en las dimensiones T o n . Por lo tanto,



$$y_{it} - \alpha - \beta' x_{it} = \mu_i - \varepsilon_{it}$$

es observable. Las medias individuales nos darán

$$\bar{y}_i - \alpha - \beta' \bar{x}_i = \mu_i + \bar{\varepsilon}_i$$

Pero $\bar{\varepsilon}_i$ converge a cero, lo que revela μ_i . Por lo tanto, si T tiende a infinito, μ_i se convierte en la d_i que se utilizó anteriormente.

3.6. CONTRASTE DE HAUSMAN PARA EFECTOS FIJOS Y ALEATORIOS.

Una vez que hemos revisado lo que implican cada uno de los modelos (fijos y aleatorios), ahora la cuestión es: ¿Cuál debemos utilizar?. Mundlak (1978) argumenta que siempre debemos tratar los efectos individuales como aleatorios. En el modelo de efectos fijos se analiza, simplemente, condicional a los efectos presentes en la muestra observada. Se puede argumentar que ciertos factores institucionales, o características de los datos, abogan uno por otro pero, desgraciadamente, este enfoque no siempre es de mucha ayuda. Desde un punto de vista estrictamente práctico el enfoque de las variables artificiales es costoso en términos de grados de libertad perdidos y, en un conjunto de datos longitudinales amplio, el modelo de efectos aleatorios tiene un cierto atractivo desde el punto de vista intuitivo. Por otra parte, el enfoque de efectos fijos tiene una ventaja considerable. No hay justificación para tratar los efectos individuales

como no correlacionados con los otros regresores, como se suponen en el modelo de efectos aleatorios. Por lo tanto, el modelo de efectos aleatorios puede ser inconsistente debido a las variables omitidas.

Es posible contrastar la ortogonalidad de los efectos aleatorios y los regresores. El contraste de especificación diseñado por Hausman se basa en la idea de que bajo la hipótesis de no correlación, ambos, los MCO y MCG son consistentes, pero los MCO son ineficientes, mientras que bajo la alternativa, MCO es consistente, pero los MCG no lo es. Por lo tanto, bajo la hipótesis nula, las dos estimaciones no deberían diferir sistemáticamente, y un contraste se puede basar en la diferencia.

. El test de Hausman es:

$$H = (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re})' (\hat{\Sigma}_{fe} - \hat{\Sigma}_{re})^{-1} (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re}) \quad (3.23)$$

Donde $\hat{\Sigma}_{fe}$ y $\hat{\Sigma}_{re}$ son las matrices de covarianzas estimadas de las pendientes para los modelos de efectos fijos y aleatorios, respectivamente. Bajo la hipótesis nula de que u_i no está correlacionada con x_{it} , el estadístico del test de Hausman es distribuido asintóticamente como una Chi – cuadrado con K grados de libertad. Si el valor calculado de $\chi^2(K)$ es mayor que el valor crítico, esto sugiere el modelo de efectos aleatorios es irrelevante.

El otro ingrediente esencial para el contraste es la matriz de varianzas y covarianzas del vector de diferencias, $[b - \hat{\beta}]$:

$$\text{Var}[b - \hat{\beta}] = \text{Var}[b] + \text{Var}[\hat{\beta}] - \text{Cov}[b, \hat{\beta}] - \text{Cov}[b, \hat{\beta}] \quad (3.24)$$

El resultado esencial de Hausman es que la covarianza de un estimador eficiente con su diferencia respecto a un estimador ineficiente es cero. Esto implica que

$$\text{Cov}[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[b, \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = 0.$$

O que

$$\text{Cov}[b, \hat{\beta}] = \text{Var}[\hat{\beta}]$$

Insertando esto en 3.23 genera la matriz de varianzas y covarianzas requeridas para el contraste,

$$\text{Var}[b - \hat{\beta}] = \text{Var}[b] - \text{Var}[\hat{\beta}] = \Sigma. \quad (3.25)$$

El contraste chi-cuadrado se basa en el criterio de Wald:

$$W = \chi^2[K] = [b - \hat{\beta}]' \Sigma^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (3.26)$$

Para Σ , se utiliza las matrices de varianzas y covarianzas estimadas de los estimadores de pendientes en el modelo de MCVF, y la matriz de varianzas y

covarianzas estimada en el modelo de efectos aleatorios, excluyendo el término constante. Bajo la hipótesis nula, W se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con K grados de libertad.

3.7. AUTOCORRELACION

En este apartado se permite que el (los) coeficiente (s) de correlación varíe(n) entre grupos. Pero incluso así, tratar cada grupo de observaciones como una muestra en sí misma proporciona el marco adecuado para la estimación.

En el modelo de efectos aleatorios hay complicaciones adicionales. El modelo de regresión es

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i$$

Si ε_{it} es generado por un proceso $Ar(1)$, $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i,t-1} + v_{it}$, entonces el conocido proceso de diferenciación parcial que se utiliza con frecuencia generaría

$$\begin{aligned} y_{it} - \rho y_{i,t-1} &= \alpha(1 - \rho) + \beta'(x_{it} - \rho x_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} - \rho\varepsilon_{i,t-1} + \mu_i(1 - \rho) \\ &= \alpha(1 - \rho) + \beta'(x_{it} - \rho x_{i,t-1}) + v_{it} + \mu_i(1 - \rho) \\ &= \alpha(1 - \rho) + \beta'(x_{it} - \rho x_{i,t-1}) + v_{it} + w_i \end{aligned}$$

Por lo tanto, si se tuviere un estimador de ρ disponible, al menos se podrían tratar las observaciones parcialmente diferenciadas en cada grupo. Los estimadores de la varianza tendrían que ajustarse por un factor $(1 - \rho)^2$.

Para estimar ρ , un recurso simple es el primer coeficiente de autocorrelación de los residuos de los MCVF. Este estimador será consistente en nT . De hecho, es consistente en T , pero por supuesto, es probable que T sea pequeño. Ahora, la manera de tratar a la primera observación, la estimación es más sencilla si simplemente la eliminamos. Sin embargo, se debe recalcar que omitir la primera observación en una serie temporal puede llevar a una pérdida de eficiencia importante. Si el número de unidades de sección cruzada es pequeño, el mismo efecto podría producirse aquí. Pero si el panel contiene muchos grupos, (n es grande), entonces es menos probable que el que se omita la primera observación cause el mismo tipo de problemas. En vez de esto se puede aplicar la transformación Prais – Wintem a la primera observación de cada grupo [multiplicar por $(1 - \rho^2)^{1/2}$] pero entonces nos encontramos con una complicación adicional en la segunda etapa de los MCGF cuando las observaciones se transforman una segunda vez. Haciendo balance, el estimador Cochrane – Orcutt es probablemente un punto intermedio razonable.

Se podría permitir que la autocorrelación difiera entre grupos. Se puede calcular una estimación de cada ρ_i utilizando los datos de desviaciones con respecto a la media del grupo. Este estimador es consistente en T , lo que es problemático en este contexto. Se puede solucionar ésta dificultad obteniendo la media de n estimaciones << débiles >> de ese tipo, y consiguiendo consistencia en la dimensión de n en vez de en T . Perdemos esa ventaja cuando permitimos que ρ varíe entre grupos.

3.8 MODELOS DINAMICOS

La presencia de una variable endógena rezagada en cualquier modelo, así como la presencia de errores autocorrelacionados, podría implicar que muchas de las relaciones económicas en un modelo estático se vuelvan dinámicas.

El modelo dinámico más simple de datos de panel con variables exógenas tiene la siguiente forma:

$$Y_{it} = \gamma Y_{it-1} + \alpha + \beta_i' x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_{it} + u_{it}$$

Donde Y_{it} es una función de μ_{it} y Y_{it-1} . Donde Y_{it-1} está correlacionada con el término error, y el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es sesgado e

inconsistente si es que μ_{it} no está serialmente correlacionado. El estimador de efectos fijos es sesgado, y su consistencia podría depender del periodo de tiempo. El mismo problema sucede con el estimador de efectos aleatorios.

Si tomamos en cuenta la endogeneidad de la variable dependiente rezagada, un método de estimación válido es el referido a la técnica de variables instrumentales. Una variable instrumental es aquella que no está correlacionada con el término error, pero sí con las variables explicativas del modelo. Dentro de las variables instrumentales están los mínimos cuadrados de dos etapas (MC2E), los mínimos cuadrados de dos etapas ponderados (MC2EP) y los mínimos cuadrados de tres etapas (MC3E). Los MC2E y los MC3E se aplican a las estimaciones de efectos fijos y pueden ser calculados consistentemente usando instrumentos válidos, denotados Z_{it} , que debe cumplir la condición de exogeneidad estricta, $E(u_{it}/Z_{it}) = 0$, para todo t . Si la exogeneidad estricta no se mantiene, entonces $E(u_{it}/Z_{it}) \neq 0$ y los parámetros no pueden ser estimados consistentemente. Para nuestro análisis usaremos únicamente los MC2E y los MC2EP.

Los mínimos cuadrados de dos etapas (MC2E) son una técnica apropiada cuando alguna de las variables del lado derecho están correlacionadas con el término de error, y existe heterocedasticidad pero no correlación contemporánea en los residuales.

Se ha demostrado que las variables instrumentales eficientes se construyen regresando las variables endógenas sobre el total de las variables exógenas del sistema (esa demostración está fuera del alcance de éste trabajo).

CAPITULO IV

4. ESTIMACION DEL MODELO

La presente sección se enfoca en el análisis y estimación de los principales parámetros que influyen en el arribo de turistas provenientes al Ecuador desde los 9 principales países de origen para el periodo 1980 – 1999.

4.1. LOS DATOS Y EL MODELO

Como se mencionó anteriormente, el arribo de turistas está relacionado con tres variables económicas explicativas comunes para todos los países y dos variables económicas explicativas para el Ecuador. Estamos interesados en examinar la siguiente relación:

$$AT_{it} = f(PIB_{ib}, PB_{ib}, TCR_{ib}, PRES_b, OBPUB_b)$$

Donde la definición de las variables para el país *i* es:

AT = Arribo de turistas del país *i* al Ecuador

PIB = PIB per cápita en términos reales (US\$ ind=90) en el país *i*

PB = Precio del barril de petróleo dividido entre el IPC del país *i*

TCR = Tipo de cambio real (sucres por moneda del país i), en donde el deflactor es la relación de precios entre los IPC's del país i y el IPC del Ecuador para cada periodo de tiempo t .

PRES = Presupuesto del estado ecuatoriano (US\$ de 1990) destinado al Turismo durante el periodo de tiempo t .

OBPUB = Inversión en obra pública (US\$ de 1990) en el Ecuador durante el periodo de tiempo t .

Dado que nuestro principal interés es obtener las elasticidades de la demanda con respecto a las demás variables relevantes, todas las variables están expresadas en logaritmos.

Se espera que la relación entre AT y PIB sea positiva, dado que al aumentar el ingreso de los individuos, estos optarían por la alternativa de viajar. Por otra parte, la relación entre AT y PB se espera que sea negativa, una disminución en el valor de PB implicaría una disminución en el costo del viaje. La variable de tipo de cambio real TCR captura dos efectos: primero, la influencia del tipo de cambio nominal que está definido en sucres por unidades monetarias del país i ; y segundo, la influencia de los precios relativos entre el país i y el Ecuador. La relación entre AT y TCR se espera que sea positiva. Un incremento en el tipo de cambio real implica un aumento en el valor de la moneda i , haciendo más barato el

gasto para los residentes del país i , y aumentado el turismo externo del país i . Por otro lado, la relación entre el AT y el nivel relativo de precios puede ser positivo o negativo, dependiendo de los factores que afecten a la relación de precios, como pueden ser los políticos, económicos, naturales, etc.

4.2 MODELO ESTÁTICO

En esta sección se muestra los resultados de las estimaciones para el panel de datos de los 9 países con las tres variables principales (PIB, PB y TCR). Hemos omitido el presupuesto (PRES) y la obra pública (OBPUB) para estimaciones posteriores.

El supuesto de homocedasticidad y correlación no contemporánea, como en la ecuación (3.1) puede ser demasiado restrictiva para muchas relaciones económicas. De aquí el por qué estimaremos los parámetros de un sistema de ecuaciones usando MCO, donde a todas las observaciones se les da igual peso. Por ejemplo: a) Con una estimación de sección cruzada ponderada estimaremos una especificación de MCG factibles asumiendo la presencia de heterocedasticidad en la sección cruzada usando las varianzas de los residuales estimadas. Y b) SUR, que es una especificación de MCG factible corrigiendo la heterocedasticidad de la sección cruzada y la correlación contemporánea en los

errores a través de las ecuaciones con la matriz de covarianza de los residuales de la sección cruzada, la cual está basada en los parámetros estimados del sistema sin ponderaciones.

La tabla (4.1) muestra los resultados de la ecuación considerando las variables de interés. Podemos observar las estimaciones de las elasticidades de la demanda usando los dos tipos de técnicas: efectos fijos y efectos aleatorios.

En todos los modelos, hemos considerado igual a todos los parámetros de las pendientes en todas las ecuaciones, es decir, hemos aceptado la hipótesis de que todos los parámetros son constantes para cada país de origen, como sigue:

$$\beta_{i,1} = \beta_{i,2} = \dots = \beta_{i,9} = \beta_i, \quad i = 1, 2, 3 \dots 9$$

La tabla 4.1 también muestra los valores de los R cuadrados, R cuadrados ajustados y de la Máxima Verosimilitud. Además, la tabla presenta los valores del test de Hausman para los efectos fijos (EF-OLS, EF-GLS y EF-SUR) contra los efectos aleatorios (EA).

Un paso previo es el cálculo del estadístico del multiplicador de Lagrange para confirmar la existencia de correlación entre los residuales obtenidos por OLS, en el cual las pendientes y el interceptor se asumen constantes. Si se falla de rechazar

$H_0 = (\text{Corr}[w_{it}, w_{is}] = 0)$, habría evidencia de que los efectos son aleatorios. El valor F calculado fue de 4.75, que es mayor al valor F crítico encontrado con la tabla (con un grado de libertad al 95% de confianza) 3.84. Por lo tanto, existe evidencia que los efectos son fijos. Este resultado lo confirman los valores obtenidos a través del test de Hausman que aparecen en la tabla.

El modelo a estimar es:

$$AT_{it} = \alpha + \beta_1 \log PIB_{it} + \beta_2 \log PB_{it} + \beta_3 \log TCR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Donde:

$$\varepsilon_{it} = u_i + u_{it}$$

Tabla 4.1

Parámetros	Estimador de EF			Estimador EA
	OLS	GLS	SUR	GLS
Constante				6.268962 (0.000)
PIB	0.5061 (0.000)	0.575068 (0.0000)	0.482181 (0.000)	0.410726 (0.0047)
PB	-0.052609 (0.004)	-0.064795 (0.0000)	-0.048628 (0.000)	-0.051446 (0.000)
TCR	-0.065761 (0.3716)	-0.140253 (0.049)	-0.050833 (0.1303)	-0.048537 (0.4161)
R-cuadrado	0.915403	0.997478	0.915298	0.910186
R-cuadrado ajust.	0.909551	0.997303	0.909438	0.908572
Log L	52.25626	49.59235	52.9891	
Test de Hausman	3.8984	10.77	-0.8249	

Nota: entre paréntesis aparecen los valores p-value.

Una vez obtenidos los resultados y contrastando los valores del test de Hausman, podemos decir que los efectos fijos son mejores que los efectos aleatorios, a

excepción del modelo estimado por medio de OLS, pero esto carece de relevancia, pues el estimar un modelo de este tipo es usualmente irreal, ya que el supuesto que un único efecto no difiera es demasiado restrictivo.

Tomando como criterio los valores de los R^2 y del test de Hausman, la mejor representación estadística es la presentada por medio de los mínimos cuadrados generalizados (GLS). De estas estimaciones podemos observar que la elasticidad con respecto al ingreso introduce algunas dudas sobre la naturaleza de lujo que presenta el turismo en el Ecuador. En la teoría microeconómica se establece que un **bien de lujo** es aquel que tiene la elasticidad renta de la demanda mayor que 1, mientras que un **bien necesario**, o no de lujo, tiene una elasticidad renta de la demanda menor que 1.

En la mayoría de las investigaciones realizadas, las elasticidades renta de la demanda fueron típicamente superiores a la unidad, confirmando que el turismo internacional es un bien de lujo, incluso han sido superiores a 2, pero un rango normal es el que se encuentra entre 1.0 y 2.0 (EIU 1972, p.48; Harrop 1973, p.55, Rossensweigh 1988, pp.89).

Posiblemente, nuestras estimaciones se encuentren dentro de aquellas investigaciones en las que se han encontrado efectos de umbral¹ en los cuales el efecto ingreso es irrelevante a cierto nivel.²

Por otro lado, la elasticidad con respecto al costo del viaje se presenta como se esperaba, el valor negativo indica que existe disponibilidad de viajar a nuestro país cuando disminuye el valor del pasaje.

Con respecto al tipo de cambio real, dado que el tipo de cambio está ligado a otros factores exógenos, como los políticos, naturales, etc, el parámetro negativo estaría reflejando los shocks por los que ha atravesado el país durante éstos últimos años.

Finalmente y de manera general, los resultados obtenidos son casi similares a aquellos obtenidos en la literatura empírica (Crouch, 1994)³

¹ Véase Hansen (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference". *Journal of Econometrics* 93 (1999) pp. 345-368

² Harrop 1973, p.56

³ Crouch, G.I (1994). "The Study of International Tourism Demand: a Review of Findings". *Journal of Travel Research*, pp. 12-23.

4.3 . TEST DE CONTRASTE DE SIGNIFICATIVIDAD DE LOS EFECTOS DE GRUPO

Después de haber estimado la función de demanda por diferentes métodos utilizando los datos de panel, es necesario conocer si la constante y las pendientes son asumidas de manera homogéneas en los diferentes grupos o regiones. Una manera de examinar lo comentado es realizando un test de significatividad de los efectos de grupos, donde el estadístico a obtener es el siguiente:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U) / [(N - 1)(K + 1)]}{RSS_U / [N(T - K - 1)]}$$

Para llevar a cabo esta prueba, debemos de verificar la siguiente hipótesis:

Ho: Homogeneidad en los interceptos y pendientes

Ha: \neg Ho

Las variables usadas para obtener la suma de los residuales al cuadrado restringido fueron el PIB, PB y el TCR. Solamente el PIB pudo ser usado para obtener la suma de los residuales al cuadrado no restringido. El resultado fue $F_{1(16, 162)} = 0,6744$, que es menor que el valor crítico de $F_{1c} = 2.1245$ al 1% de

significancia con $K = 3$. La hipótesis nula de interceptor y pendientes homogéneas es aceptada y los datos pueden ser combinados en una estructura de datos de panel.

4.4 MODELO DINAMICO

Si incluimos una nueva variable que reconozca la influencia del número de turistas del pasado sobre la evolución del número actual de turistas, el panel se vuelve dinámico. Es más, el rezago de un periodo en la variable del número de turistas exhibe la influencia de las decisiones pasadas sobre las decisiones corrientes de los turistas.

Hemos especificado el modelo dinámico más simple de datos de panel con variables exógenas de la siguiente forma:

$$AT_{it} = \gamma AT_{it-1} + \alpha + \beta_i' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (4.2)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_{it} + U_{it}$$

Dado que se especificó en el capítulo 3 que la mejor manera de estimar los modelos dinámicos a través de las variables instrumentales, hemos tomado el siguiente vector de instrumentos:

$\log AT_{it-2}$, $\log AT_{it-3}$, $\log Y_{it-2}$, $\log Y_{it-3}$, $\log PB_{it-2}$, $\log PB_{it-3}$

Los resultados de la estimación del modelo dinámico se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 4.2

Parámetros		
	EF - 2SLS	EF - W2LS
AT_{it-1}	0.776157 (0.000)	0.8088 (0.000)
PIB_{it}	0.287435 (0.0433)	0.25126 (0.0048)
Pb_{it}	-0.011868 (0.4141)	-0.0068 (0.5776)
TCR_{it}	-0.034913 (0.6297)	-0.01017 (0.8629)
$ \Sigma e $	4.37e-16	4.031e-16
$W(\gamma_1 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0)$	137.928 (0.0000)	419.6099 (0.0000)

Nota: entre paréntesis aparecen los p-value

Para la obtención de los resultados obtenidos en la tabla anterior consideramos las siguientes restricciones para los parámetros:

$$\gamma_{1,1} = \gamma_{1,2} = \dots = \gamma_{1,9}$$

$$\beta_{i,1} = \beta_{i,2} = \dots = \beta_{i,9}$$

Los resultados varían un poco con respecto a los resultados obtenidos en el modelo estático. La elasticidad ingreso exhibe una reducción, al igual que la elasticidad con respecto al costo del viaje. Los parámetros de la ecuación (4.2) son significantes, como lo muestra el test de Wald para la hipótesis $[W(\gamma_1=\beta_1, \beta_2, \beta_3=0)]$. De acuerdo al criterio de mayor significancia del test de Wald, la estimación obtenida a través del modelo de efectos fijos por medio de mínimos cuadrados de dos etapas ponderadas (FE-W2LS) es la mejor.

Una especificación alternativa del modelo dinámico presentado anteriormente ocurre cuando incluimos variables invariantes en la sección cruzada. En particular, incluimos el presupuesto para turismo y la variable correspondiente a la obra pública.

Habiendo demostrado que el método de efectos fijos lleva a una obtener resultados estadísticos más adecuados, los modelos que incorporan el presupuesto para turismo ($PRESU_t$) y la inversión en obra pública ($OBPUB_t$) serán estimados por medio de éste método.

El periodo de la muestra se ha reducido de 1983 a 1998, dado que el procedimiento de estimación es a través de las variables instrumentales. El vector de instrumentos escogido ha sido el mismo que se utilizó anteriormente.



La tabla (4.3) muestra que el presupuesto del estado destinado no es significativo, mientras que la inversión en obra pública es significativa pero con signo negativo. Podría pensarse que la inversión en obra pública es tan ineficiente que genera un efecto negativo en el arribo de turistas.

Tabla 4.3

Coeficientes	FE-W2LS	
	1	2
	PRESU	OBPUB
AT_{it-1}	0.807362 (0.000)	0.702505 (0.000)
PIB_{it}	0.260323 (0.0046)	0.084182 (0.4038)
β_1	-0.004761 (0.8079)	-0.775831 (0.003)
PB_{it}	-0.008051 (0.5233)	-0.002762 (0.8199)
TCR_{it}	-0.018077 (0.7706)	-0.040497 (0.4992)
$W(\gamma_1 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0)$	431.9969 (0.000)	509.7969 (0.000)

Nota: entre paréntesis aparecen los p-value.

CAPITULO V

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Las diferencias en los valores de los coeficientes requieren de una cuidadosa explicación. Nuestro objetivo es que los resultados empíricos obtenidos contribuyan de una manera provechosa al análisis de la demanda de turismo. Pueden existir buenos argumentos para éstas variaciones, por ejemplo la diferencia de ingresos per-capita entre los turistas de los países escogidos puede ser una buena herramienta: al incrementarse el ingreso de los individuos, mientras en los países de altos ingresos las personas podrían optar por consumir mas, en un país con menos ingresos, al obtener el mismo incremento, los individuos podrían optar por la alternativa de viajar. Además, de manera intuitiva y por experiencia propia podemos observar que en países con bajos ingresos e inestabilidad política existe una mayor emigración de sus habitantes hacia otras regiones en los países de altos ingresos.

Una vez hecha éstas aclaraciones concluimos la presente investigación con las siguientes observaciones:



1. Existe una asimetría en la información que no permite evidenciar claramente los efectos de los determinantes de la demanda internacional.
2. La elasticidad con respecto al ingreso introduce algunas dudas sobre la naturaleza de lujo que presenta el turismo en el Ecuador.
3. El efecto del tipo de cambio real sobre la demanda sugiere que existe una ligera evidencia que las perturbaciones asociadas al tipo de cambio, como las políticas, naturales y externas ocasionan una reducción en la afluencia de turistas.
4. La variabilidad en los signos de los coeficientes cuando se realizan las diferentes estimaciones parecen indicar que existen problemas de especificación del modelo. Sin embargo, se ha tratado de utilizar toda la riqueza técnica que brindan los datos de panel para lograr estimadores robustos, lastimosamente, ante la falta de información relevante (datos estadísticos) en materia turística no es posible especificar de mejor manera un modelo alternativo.

5. Al incorporar el presupuesto del gobierno y la inversión en obra pública dentro del modelo, se encontró que el presupuesto no es significativo, no así la inversión en obra pública, que si es significativa pero aporta negativamente a la demanda.

Recomendaciones

1. Dado que la principal desventaja para cualquier investigador que quiera aportar académica o técnicamente dentro del campo del turismo es la falta de datos y series estadísticas relevantes, se sugiere que tanto el organismo rector como los demás involucrados se preocupen de obtener, generar, y difundir de suficiente información estadística confiable al mercado.
2. Si deseamos que el país sea competitivo en el ámbito internacional en materia turística y tenga las mismas características (sea un bien de lujo), se tiene que lograr atraer cada vez más a extranjeros que tengan mayor poder adquisitivo, es decir, promocionar de manera más exhaustiva al Ecuador en los países desarrollados (ej. aumentar el turismo de negocios).

3. El turismo es imagen, por lo tanto, la estabilidad política y económica son un factor clave en la decisión de los turistas al momento de viajar, por eso es necesario crear, aplicar y mantener políticas de estado que coadyuven al crecimiento conjunto del turismo y de la economía en general.

4. Organizar eventos de alta importancia, los cuales pueden ser: deportivos, culturales, musicales, etc. En el país podría ser un factor clave en el aumento de la demanda y a la vez en la promoción externa.

BIBLIOGRAFÍA

Águeda, Esteban (1996); Previsiones de la Demanda Turística; Información Comercial Española # 749; pp 88-97.

Baaijens S., Nijkamp P. y Van Monfort K. (199?); "Explanatory Meta-Analysis of Tourist income multiplier. An Application of Comparative Research to Island Economies". Faculty of Economics and Econometrics; Vrije Universiteit Amsterdam.

Barro Robert J.(1997): Macroeconomía: Teoría y Política, Madrid: Mc.Graw Hill / Interamericana de España S.A.

Coba (1995), "Metodología para el cálculo de una balanza turística". Cuestiones Económicas No. 24, Quito 1995, Banco Central del Ecuador

Crouch, G. I. (1994): "The Study of International Tourism Demand: A Survey of Practice"; Journal of Travel Research, pp. 12 – 23.

De Mello , Pack, Sinclair, (1999): "Uk Demand For Tourism In Its Southern Neighbours". Christel De Haan Tourism and Travel Research Institute. University of Nottingham

Dornbush, R. y Fisher (1994): *Macroeconomía*, Madrid: Mc.Graw Hill / Interamericana de España S.A..

Espasa, Antoni (1996); "Característica de la Demanda en los Estudios Econométricos sobre el Turismo"; *Información Comercial Española* # 749; pp 77-88.

Greene, Wiliam H. (1998): *Análisis Económico*. Prentice Hall

Hansen, Bruce (1999): "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference". *Journal of Econometrics* 93 (1999) pp. 345-368

Jonhston J. & Dinardo J. (1997): *Econometric Methods*. New York: Mc-Graw Hill.

Ledesma F., Navarro M. y Pérez Jorge (1999); "Panel Data and Tourism Demand. The case of Tenerife"; Documento de trabajo 99-17; Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

Morley Clive (2000); "Demand Modelling Methodologies: integration and other issues". *Journal of Tourism Economics*, 6(1), 5-19.

Novales, Alfonso; *Econometría*, Graw Hill, 1996.

Russ, Carmen D; León, Carmelo (1997); "Economía del Turismo. Un Panorama"; *Revista de Economía Aplicada* Vol. 5 No. ; pp 71-109

Shahidur Rahman, Tan Khee Giap & Chen Yen Yu (199?): "Seasonal Integration And Cointegration: Modelling Tourism Demand In Singapore". Nanyang Business School, Nanyang Technological University,

Song, Haiyan; Witt Stephen F. (2000): *Tourism Demand Modeling and Forecasting, Modern Econometric Approaches*, Pergamon.

Varian Ralph (1994): *Microeconomía Intermedia*; Antoni Bosh / Interamericana de España S.A.

Windmeijer, Frank (2000): "Moment conditions for fixed effects count data models with endogenous regressors". *Economic Letters* 68 pp.21-24. Elsevier Science.

Windmeijer, Frank (1999): "A framework for estimating dynamic, unobserved effects panel data models with possible feedback to future explanatory variables". *Economic Letters* 68 pp.245-250. Elsevier Science.



Bibliografía por Instituciones:

Banco Central del Ecuador: Boletines de Estadística Mensual 1976 – 2000.

Banco Central del Ecuador: Boletines Anuales, #12, #13, #14, #15, #16, #19.

Banco Central del Ecuador: Cuentas Nacionales Trimestrales 1976 – 1999.

Banco Interamericano de Desarrollo: Base de Datos Económicos.
(<http://database.iadb.org/esdbweb/scripts/esdbweb.exe>)

Banque de France: 1999 Previsional Finances Accounts.

Deutsche Bundesbank: Exchange Rate Statistics 2000.

Deutsche Bundesbank: The Economic Scene in Germany in summer 2000. Monthly report, August 2000.

DITURIS: Boletín de Estadísticas Turísticas del Ecuador 1989. Departamento de Estadísticas.

Dirección Nacional de Migración: Estadísticas de emigración internacional. (1980 - 1998)

European Central Bank (ECB): Long Historical Series, November 2000.

Eurostat: Eurostat Statistic Yearbook 2000.

Fondo Monetario Internacional: International Financial Statistics, ediciones de junio de 1999 y junio del 2000.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos: Estadísticas anuales de Migración internacional, 1984, 1990, 1995 y 1997.

Ministerio de Economía de España, Instituto Nacional de Estadística:
Documento de trabajo elaborado para la IX reunión de grupo de
trabajo sobre Estadísticas Regionales del Sector Turístico. Junio del
2000.

Ministerio de Turismo del Ecuador – Corporación Ecuatoriana de
Turismo (CETUR): Boletines de Estadísticas Turísticas del Ecuador
1989-1993. 1990-1994, 1991-1995, 1993-1997.

Organización Mundial de Turismo: Tourism Highlights 2000.

Organización Mundial de Turismo: Incidencia Económica del Turismo,
una cuenta Satélite de Turismo.

Organización Mundial de Turismo: Recomendaciones sobre
estadísticas en turismo.

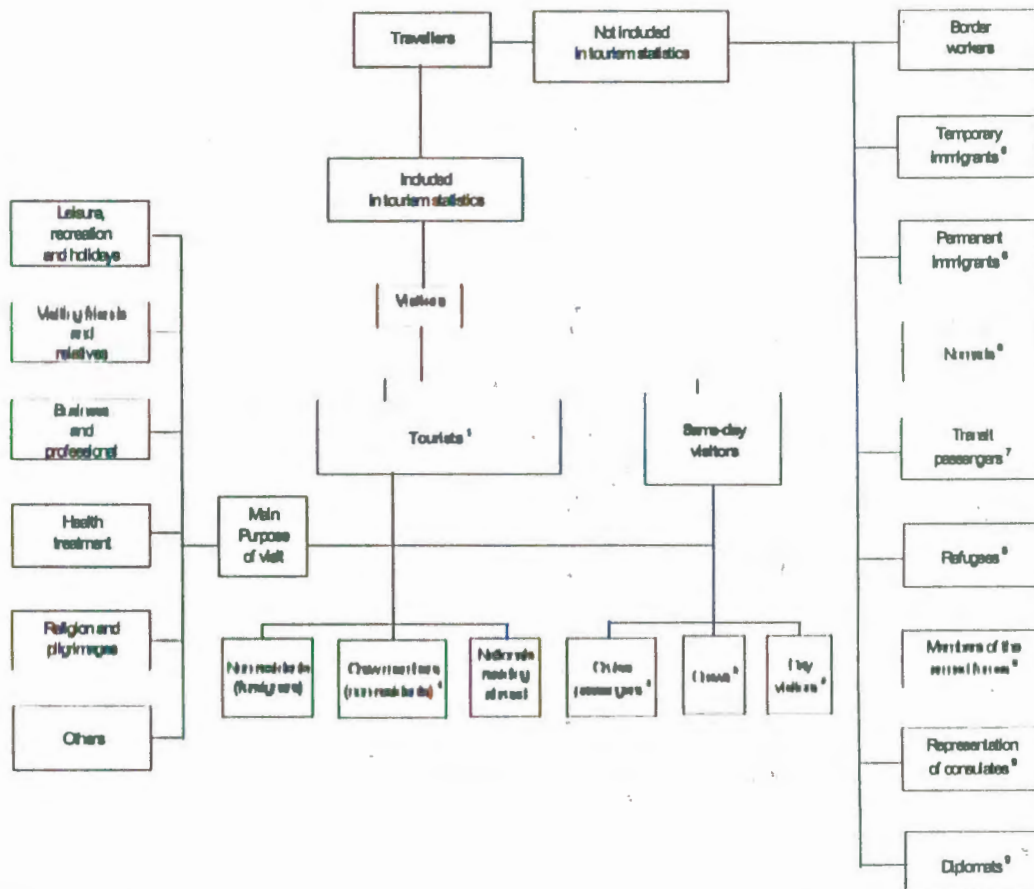
Organización Mundial de Turismo: Tendencias de los mercados
turísticos, Las Américas 2000.

United Nations (2000): Population In 1999 And 2000: All Countries

TABLAS Y ANEXOS

The table A describes the classification system of travellers.

Table A: Classification of international travellers



1. Visitors who spend at least one night in the country visited, but less than one year.
2. Visitors who arrive and leave the same day for leisure, recreation and holidays; visiting friends and relatives; business and professional; health treatment; religion, pilgrimages and other tourism purposes, including transit day visitors en route to or from their destination countries.
3. Persons who arrive in a country aboard cruise ships [as defined by the International Maritime Organisation (IMO), 1965] and who spend the night aboard ship even when disembarking for one or more day visits.
4. Foreign air or ship crews docked or in lay over and who use the accommodation establishments of the country visited.
5. Crews who are not residents of the country visited and who stay in the country for the day.
6. As defined by the United Nations in the "Recommendations on International Migration Statistics, 1980."
7. Who do not leave the transit area of the airport or the port, including transfer between airports or ports.
8. As defined by the United Nations High Commissioner for Refugees, 1967.
9. When they travel from their country of origin to the duty station and vice-versa (including household servants and dependants accompanying or joining them).

Source: World Tourism Organisation (WTO)

ANEXO 2

ARRIBO DE TURISTAS

Tabla 2-1-Arribo de turistas al Ecuador. Período 1980 - 1999

Año	TOTAL	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela	Otros
1980	244485	7910	14556	9622	58855	52293	7292	7598	22310	6750	57299
1981	226297	6802	12213	9062	63142	46371	7702	6388	11397	6730	56490
1982	217008	5826	10796	8673	59422	45652	7564	6554	13912	6783	51826
1983	192921	5572	9104	6716	59543	41771	5596	5077	10556	4598	44388
1984	219232	5129	9011	7645	76159	47542	5517	5999	12578	4283	45369
1985	238105	5651	9146	9460	85304	49017	6049	5833	12582	4925	50138
1986	266761	6147	7915	9456	91660	56556	6478	5884	14792	4015	63858
1987	273981	6698	11373	8599	94594	60119	6195	5766	16608	5474	58555
1988	347463	5781	7037	8665	177881	72378	6206	5178	29317	6863	28157
1989	344557	5875	7195	8738	152260	75510	5207	6380	35208	6670	41514
1990	362072	6732	7791	9369	159025	82601	5870	6799	44444	8818	30623
1991	364585	8169	6688	8670	157190	85984	5258	7497	44758	9065	31306
1992	403242	8379	5253	10661	173886	99709	6684	8840	42761	9764	37305
1993	471367	6750	6297	10168	192988	114326	8288	8440	61429	12739	49942
1994	471961	4900	7734	11450	185424	113628	8784	10425	60461	14204	54951
1995	439523	4067	8130	12562	179362	115372	8880	7354	30983	16503	56360
1996	433727	3147	12537	13288	193928	122830	9159	9928	49312	18085	1513
1997	529492	6117	4366	15945	197662	153466	10602	7848	49819	12379	71288
1998*	510600	10000	22000	14000	166000	113000	12000	16000	30000	10000	117600
1999	508700										508700

* Datos de 1998 estimados de la OMT

Fuente: Ministerio de Turismo del Ecuador; Dirección Nacional de Migración

ARRIBO DE TURISTAS
 Tabla 2-2: % del total de arribos. Período 1980 - 1999

Año	TOTAL	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela	Otros
1980	100%	3.24%	5.95%	3.94%	24.07%	21.39%	2.98%	3.11%	9.13%	2.76%	23.44%
1981	100%	3.01%	5.40%	4.00%	27.90%	20.49%	3.40%	2.82%	5.04%	2.97%	24.96%
1982	100%	2.68%	4.97%	4.00%	27.38%	21.04%	3.49%	3.02%	6.41%	3.13%	23.88%
1983	100%	2.89%	4.72%	3.48%	30.86%	21.65%	2.90%	2.63%	5.47%	2.38%	23.01%
1984	100%	2.34%	4.11%	3.49%	34.74%	21.69%	2.52%	2.74%	5.74%	1.95%	20.69%
1985	100%	2.37%	3.84%	3.97%	35.83%	20.59%	2.54%	2.45%	5.28%	2.07%	21.06%
1986	100%	2.30%	2.97%	3.54%	34.36%	21.20%	2.43%	2.21%	5.55%	1.51%	23.94%
1987	100%	2.44%	4.15%	3.14%	34.53%	21.94%	2.26%	2.10%	6.06%	2.00%	21.37%
1988	100%	1.66%	2.03%	2.49%	51.19%	20.83%	1.79%	1.49%	8.44%	1.98%	8.10%
1989	100%	1.71%	2.09%	2.54%	44.19%	21.92%	1.51%	1.85%	10.22%	1.94%	12.05%
1990	100%	1.86%	2.15%	2.59%	43.92%	22.81%	1.62%	1.88%	12.27%	2.44%	8.46%
1991	100%	2.24%	1.83%	2.38%	43.11%	23.58%	1.44%	2.06%	12.28%	2.49%	8.59%
1992	100%	2.08%	1.30%	2.64%	43.12%	24.73%	1.66%	2.19%	10.60%	2.42%	9.25%
1993	100%	1.43%	1.34%	2.16%	40.94%	24.25%	1.76%	1.79%	13.03%	2.70%	10.60%
1994	100%	1.04%	1.64%	2.43%	39.29%	24.08%	1.86%	2.21%	12.81%	3.01%	11.64%
1995	100%	0.93%	1.85%	2.86%	40.81%	26.24%	2.02%	1.67%	7.05%	3.75%	12.82%
1996	100%	0.73%	2.89%	3.06%	44.71%	28.32%	2.11%	2.29%	11.37%	4.17%	0.35%
1997	100%	1.16%	0.82%	3.01%	37.33%	28.98%	2.00%	1.48%	9.41%	2.34%	13.46%
1998*	100%	1.96%	4.31%	2.74%	32.51%	22.13%	2.35%	3.13%	5.88%	1.96%	23.03%
1999	100%										

Elaboración: autores

ANEXO 3

TIPO DE CAMBIO

Tabla 3-1-Tipo de Cambio Real Bilateral. Período 1980 - 1999

Año	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela
1980	1497.3646	235.6748	2.2372	1.4032	349.8279	3.1755	71.1866	846.0972	15.9153
1981	1097.5471	173.1912	2.3006	1.3335	331.6358	2.4311	53.9161	872.4386	15.8852
1982	509.9843	175.4150	2.0020	1.4591	363.5537	2.4107	51.5823	897.3635	17.9915
1983	551.5425	170.5816	1.6283	1.4057	371.4567	2.0507	48.2387	803.3596	18.9048
1984	674.3992	169.1963	1.6848	1.3793	418.5230	2.1996	48.8692	856.8913	14.0260
1985	532.0846	145.2275	1.1737	1.0533	376.5329	1.9666	43.7512	416.8063	12.7046
1986	904.7394	282.1248	1.6775	1.3161	550.5388	3.7271	83.4396	1411.6166	18.8634
1987	951.5452	366.3243	1.8956	1.3930	611.8939	4.7740	106.4735	2089.5521	14.4439
1988	1169.6428	424.8623	2.1792	1.6188	712.6472	5.9336	123.4935	2323.3503	20.9093
1989	764.9123	405.3287	2.3233	1.5823	741.9643	6.1985	118.6160	3813.3809	16.0336
1990	1574.5811	475.1810	2.5180	1.5286	767.7500	7.5321	140.9932	4085.9500	16.3696
1991	2003.2297	430.6184	2.4524	1.4483	732.7806	7.1760	128.6546	4637.4393	16.6079
1992	2287.4912	456.5577	2.5878	1.4565	717.1334	7.3204	133.3299	4739.7477	17.2284
1993	2165.2664	388.8470	2.2601	1.3562	637.1293	5.3154	109.7136	3807.7433	15.4568
1994	2025.8544	365.4828	2.1755	1.5409	587.0756	4.7491	102.2816	3833.1318	13.6562
1995	1988.1612	400.3957	2.3685	1.6388	573.4725	5.0757	109.9531	3942.4450	17.4214
1996	1991.4158	387.0330	2.4476	1.7351	590.3352	5.1766	109.4323	4038.7262	14.7560
1997	1921.1588	327.9661	2.4509	1.7981	579.5826	4.3798	93.1082	3873.8700	18.1431
1998	1940.7089	326.6222	2.3485	1.7330	589.0624	4.3734	92.8267	3781.1393	22.0043
1999	2726.4666	450.2521	3.1212	2.2246	855.8551	6.0824	128.1636	4816.1358	34.9392

Sucres por moneda extranjera
Fuente: Fondo Monetario Internacional
Elaboración: autores

TIPO DE CAMBIO
 Tabla 3-2-Índice del Tipo de Cambio Real Bilateral: Período 1980 - 1999 (1990 = 100)

Año	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela
1980	95.096	49.597	88.847	91.794	45.565	42.159	50.489	20.707	97.225
1981	69.704	36.447	91.366	87.235	43.196	32.277	38.240	21.352	97.041
1982	32.389	36.915	79.505	95.453	47.353	32.006	36.585	21.962	109.908
1983	35.028	35.898	64.667	91.959	48.383	27.226	34.214	19.662	115.488
1984	42.830	35.607	66.908	90.231	54.513	29.203	34.661	20.972	85.683
1985	33.792	30.563	46.611	68.907	49.044	26.109	31.031	10.201	77.611
1986	57.459	59.372	66.618	86.097	71.708	49.483	59.180	34.548	115.235
1987	60.432	77.092	75.280	91.130	79.700	63.382	75.517	51.140	88.236
1988	74.283	89.411	86.543	105.903	92.823	78.778	87.588	56.862	127.733
1989	48.579	85.300	92.265	103.514	96.641	82.294	84.129	93.329	97.948
1990	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1991	127.223	90.622	97.393	94.750	95.445	95.272	91.249	113.497	101.456
1992	145.276	96.081	102.771	95.284	93.407	97.189	94.565	116.001	105.247
1993	137.514	81.831	89.756	88.722	82.987	70.570	77.815	93.191	94.424
1994	128.660	76.914	86.398	100.803	76.467	63.051	72.544	93.813	83.424
1995	126.266	84.262	94.060	107.207	74.695	67.387	77.985	96.488	106.425
1996	126.473	81.450	97.204	113.513	76.892	68.726	77.615	98.844	90.142
1997	122.011	69.019	97.334	117.629	75.491	58.148	66.037	94.810	110.834
1998	123.252	68.736	93.270	113.374	76.726	58.063	65.838	92.540	134.422
1999	173.155	94.754	123.956	145.532	111.476	80.753	90.901	117.871	213.440

Elaboración: autores

ANEXO 4 INGRESO PER CAPITA

Tabla 4-1-Ingreso per cápita. Período 1980 - 1999
(dólares de 1990)

Año	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela
1980	6129.722	19944.718	2227.746	1300.170	18541.609	8547.505	18709.060	2013.904	3557.601
1981	5652.109	15285.635	2327.027	1302.514	18798.128	6784.688	14910.263	2044.200	3443.696
1982	5405.642	13862.960	1977.850	1291.699	18234.993	6174.163	13224.274	1997.507	3369.577
1983	5545.794	13365.028	1889.405	1289.433	18846.391	5172.355	12068.341	1682.836	3108.006
1984	5571.260	12179.438	1966.404	1313.345	19994.104	5015.640	11000.282	1722.885	3008.720
1985	5108.547	11945.255	1972.218	1338.581	20582.764	5105.727	11132.719	1713.961	2959.364
1986	5414.128	16717.085	2047.118	1369.007	21107.426	6883.235	15136.033	1889.071	3106.181
1987	5464.634	20226.661	2145.568	1417.921	21553.484	8455.980	17740.830	2042.324	3165.582
1988	5285.735	20943.556	2264.514	1452.590	22228.011	9604.504	18842.023	2027.238	3325.090
1989	4835.900	15620.286	2463.084	1362.358	22848.372	10192.796	17780.891	1704.198	2928.317
1990	4709.977	18946.834	2526.862	1388.245	22983.474	12662.941	21073.001	1604.060	3046.677
1991	5120.875	20747.410	2683.189	1382.376	22801.708	13106.452	20315.113	1629.498	3274.163
1992	5558.869	22989.852	2963.682	1408.512	23034.073	13941.742	21712.246	1575.304	3396.284
1993	5821.786	21622.763	3117.772	1461.671	23373.263	11272.423	19942.239	1646.387	3338.096
1994	6080.057	22646.581	3243.911	1522.433	24023.944	11137.044	20716.682	1847.768	3184.803
1995	5823.577	26072.702	3535.588	1589.587	24386.322	12587.762	23560.348	1968.469	3243.912
1996	6068.647	24852.281	3739.759	1595.685	24988.526	12827.620	23040.479	1971.542	3174.540
1997	6477.597	21746.803	3961.258	1616.228	25694.787	11483.788	20405.170	2082.806	3314.864
1998	6693.625	21804.462	4039.446	1618.895	26365.851	11771.895	20677.146	2049.958	3194.066
1999	6391.340	21182.020	3942.044	1534.793	27668.337	11307.225	20069.262	2070.081	3029.506

Fuente: Fondo Monetario Internacional, Organización de Naciones Unidas
Elaboración: autores

ANEXO 5

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

Tabla 5-1-Índice de Precios al Consumidor. Periodo 1980 - 1999 (1990 = 100)

Año	Argentina	Alemania	Chile	Colombia	EE.UU	España	Francia	Perú	Venezuela
1980	95.0961	49.5968	88.8471	91.7939	45.5653	42.1591	50.4893811	20.7075	97.2249
1981	69.7041	36.4474	91.3662	87.2355	43.1958	32.2767	38.2402311	21.3522	97.0411
1982	32.3886	36.9154	79.5053	95.4531	47.3531	32.0056	36.5849528	21.9622	109.9084
1983	35.0279	35.8982	64.6671	91.9588	48.3825	27.2258	34.2135092	19.6615	115.4875
1984	42.8304	35.6067	66.9085	90.2307	54.5129	29.2031	34.660668	20.9717	85.6832
1985	33.7921	30.5626	46.6113	68.9073	49.0437	26.1092	31.0307164	10.2010	77.6109
1986	57.4591	59.3721	66.6182	86.0973	71.7081	49.4833	59.1798809	34.5481	115.2346
1987	60.4316	77.0915	75.2796	91.1302	79.6996	63.3815	75.516786	51.1399	88.2360
1988	74.2828	89.4106	86.5428	105.9027	92.8228	78.7778	87.5882981	56.8619	127.7327
1989	48.5788	85.2998	92.2653	103.5138	96.6414	82.2943	84.1288886	93.3291	97.9475
1990	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000
1991	127.2230	90.6220	97.3930	94.7504	95.4452	95.2716	91.2488647	113.4972	101.4558
1992	145.2762	96.0808	102.7714	95.2840	93.4071	97.1887	94.5647907	116.0011	105.2467
1993	137.5138	81.8313	89.7563	88.7219	82.9866	70.5696	77.8148663	93.1911	94.4241
1994	128.6599	76.9144	86.3976	100.8030	76.4670	63.0508	72.54364	93.8125	83.4243
1995	126.2660	84.2617	94.0605	107.2074	74.6952	67.3870	77.9847346	96.4878	106.4252
1996	126.4727	81.4496	97.2036	113.5129	76.8916	68.7263	77.6153529	98.8442	90.1425
1997	122.0108	69.0192	97.3338	117.6290	75.4911	58.1484	66.0373992	94.8095	110.8344
1998	123.2524	68.7364	93.2695	113.3736	76.7258	58.0630	65.8377706	92.5400	134.4218
1999	173.1550	94.7538	123.9560	145.5319	111.4758	80.7527	90.9006189	117.8707	213.4397

Fuente: Banco Interamericano de Desarrollo, Fondo Monetario Internacional
Elaboración: autores

ANEXO 6

BALANZA TURISTICA

Tabla 6-1-Balanza Turística. Periodo 1980 - 1998 (Us\$ millones de 1990)

Año	Argentina	Chile	Colombia	Ecuador	Perú	Venezuela	Costa Rica
1980	-1448	-25	238	-97.0	185	-1756	24.5
1981	-1058	-20	151	-129.0	86	-2185	47.1
1982	45	-70	225	-119.0	46	-2616	89
1983	-54	-145	-80	-32.0	19	-763	80.6
1984	-160	-167	-84	-24.0	27	-705	66.2
1985	-148	-147	-121	-63.0	37	-181	64.5
1986	-326	-151	-193	14.0	23	-99	71.4
1987	-275	-168	-317	-3.0	9	-93	67.6
1988	-341	-243	-77	6.0	30	-218	105.3
1989	-224	12	-159	18.0	-16	-251	93.8
1990	-268	105	-48	13.0	-79	-527	129.5
1991	-957	270	-41	12.0	-39	-717	186.2
1992	-1222	174	65	14.0	-100	-984	212.7
1993	-1517	231	61	40.0	-54	-1521	317.9
1994	-1464	319	-181	49.0	65	-1163	330.5
1995	-1055	208	-221	20.0	131	-865	358.3
1996	-963	195	4	-62.0	320	-1349	373.9
1997	-1186	264	-165	63.0	384	-1619	393.9
1998	-1205	215	-192	50.0	428	-1490	492.9

Fuente: Banco Interamericano de Desarrollo
Elaboración: autores

ANEXO 7

PRESUPUESTO DEL GOBIERNO PARA TURISMO

Tabla 7-1-Presupuesto para Turismo. Periodo 1980 - 2000

Año	Millones de sucres			Total S/.	dólares
	Dituris	Cetur	Ministerio de Turismo		Total \$
1980	70			70.0	2,800,000
1981	50.7			50.7	2,028,000
1982	78			78.0	2,597,403
1983	38.7			38.7	877,153
1984	40.7			40.7	650,783
1985	55.7			55.7	800,748
1986	49.9			49.9	406,418
1987	70.9			70.9	415,933
1988	87.9			87.9	291,436
1989	129.9			129.9	246,794
1990		18.9		18.9	24,617
1991		662		662.0	632,736
1992		769	889	1,658.0	1,080,863
1993		1112	4443	5,555.0	2,894,586
1994			4062	4,062.0	1,849,112
1995			8353	8,353.0	3,257,178
1996			14948	14,948.0	4,686,672
1997			2985	2,985.0	746,573
1998			2552	2,552.0	468,552
1999			4507	4,507.0	382,377
2000			28627.07	28,627.1	1,145.08

Fuente: Ministerio de Turismo, Banco Central del Ecuador
Elaboración: autores



ANEXO 8

PRECIO DEL BARRIL DE PETROLEO*

Tabla 8-1-Precio del barril de petróleo. Periodo 1980 - 1999 (US\$ dólares)

Año	Promedio anual	Total anual	Ultimo mes
1980	37.3750	448.5000	37.0000
1981	36.6667	440.0000	35.0000
1982	33.6358	403.6300	31.7200
1983	30.3950	364.7400	29.2400
1984	29.2767	351.3200	25.4300
1985	27.9792	335.7500	27.1900
1986	15.0592	180.7100	16.1300
1987	19.1708	230.0500	17.2700
1988	15.9633	191.5600	16.2700
1989	19.5933	235.1200	21.0900
1990	24.5025	294.0300	27.3400
1991	21.4825	257.7900	19.5200
1992	20.5625	246.7500	19.4100
1993	18.4575	221.4900	14.5100
1994	17.1875	206.2500	17.1600
1995	18.4275	221.1300	19.0400
1996	22.1542	265.8500	25.3900
1997	20.5992	247.1900	18.3200
1998	14.3958	172.7500	11.2800
1999	19.2467	230.9600	26.1300
2000	30.5691	366.8300	31.6400

*PRICE OF WEST TEXAS INTERMEDIATE CRUDE

Fuente: US. Dpt. Of Commerce

Elaboración: autores

ANEXO 9

Test de Hausman (Programa en E-views)

```
' load the data
load a:/eviews/tourdemand
smpl @all

' estimate fixed effects and store results
tourdemand.ls(f) lat? ly? lpb? ltcr?
vector beta = tourdemand.@coefs
matrix covar = tourdemand.@cov

' keep only slope coefficients
vector b_fixed = @subextract(beta,1,1,3,1)
matrix cov_fixed = @subextract(covar,1,1,3,3)

' estimate random effects and store results
modelo.ls(r) lat? ly? lpb? ltcr?
beta = tourdemand.@coefs
covar = tourdemand.@cov

' keep only slope coefficients
vector b_gls = @subextract(beta,2,1,4,1)
matrix cov_gls = @subextract(covar,2,2,4,4)

' compute Hausman test stat
matrix b_diff = b_fixed - b_gls
matrix var_diff = cov_fixed - cov_gls
matrix qform = @transpose(b_diff)*@inverse(var_diff)*b_diff

if qform(1,1)>=0 then
  ' set table to store results
  table(4,2) result
  setcolwidth(result,1,15)
  setcell(result,1,1,"Hausman test")
  setcell(result,2,1,"(fixed versus random effects)")
  setline(result,3)

  !df = @rows(b_diff)
  setcell(result,4,1,"Chi-square (" + @str(!df) + " d.f.)", "r")
  setcell(result,4,2,qform(1,1))
  setcell(result,5,1,"p-value", "r")
  setcell(result,5,2,1-@cchisq(qform(1,1),!df))
  show result
else
  statusline "Quadratic form is negative"
endif
```

TABLA 1

Estimación del modelo estático mediante Efectos fijos – OLS

Dependent Variable: LOG(AT?)

Method: Pooled Least Squares

Date: 04/10/01 Time: 14:33

Sample: 1980 1998

Included observations: 19

Total panel (balanced) observations 171

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Y?)	0.506100	0.108414	4.668226	0.0000
LOG(PB?)	-0.052609	0.014445	-3.641981	0.0004
LOG(TCR?)	-0.065761	0.073392	-0.896014	0.3716
Fixed Effects				
_ARG--C	4.981781			
_ALE--C	4.403765			
_CHI--C	5.207455			
_COL--C	7.986143			
_ESP--C	4.278346			
_USA--C	6.506763			
_FRA--C	4.164647			
_PER--C	7.051702			
_VEN--C	5.013935			
R-squared	0.915403	Mean dependent var	9.651887	
Adjusted R-squared	0.909551	S.D. dependent var	1.123294	
S.E. of regression	0.337828	Sum squared resid	18.14632	
Log likelihood	52.25626	F-statistic	860.2548	
Durbin-Watson stat	0.617057	Prob(F-statistic)	0.000000	

TABLA 2

Estimación del modelo estático mediante Efectos Fijos – GLS

Dependent Variable: LOG(AT?)

Method: GLS (Cross Section Weights)

Date: 04/10/01 Time: 14:36

Sample: 1980 1998

Included observations: 19

Total panel (balanced) observations 171

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Y?)	0.575068	0.049908	11.52250	0.0000
LOG(PB?)	-0.064795	0.014651	-4.422685	0.0000
LOG(TCR?)	-0.140253	0.068039	-2.061354	0.0409
Fixed Effects				
_ARG--C	4.926524			
_ALE--C	4.132696			
_CHI--C	4.705956			
_COL--C	7.498836			
_ESP--C	3.738726			
_USA--C	6.268117			
_FRA--C	3.806383			
_PER--C	7.142848			
_VEN--C	4.648553			
Weighted Statistics				
R-squared	0.997478	Mean dependent var	12.05995	
Adjusted R-squared	0.997303	S.D. dependent var	6.460173	
S.E. of regression	0.335484	Sum squared resid	17.89541	
Log likelihood	49.59235	F-statistic	.31438:80	
Durbin-Watson stat	0.722885	Prob(F-statistic)	0.000000	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.914354	Mean dependent var	9.651887	
Adjusted R-squared	0.908429	S.D. dependent var	1.123294	
S.E. of regression	0.339917	Sum squared resid	18.37140	
Durbin-Watson stat	0.618334			

Tabla 3

Estimación del modelo estático mediante Efectos Fijos – SUR

Dependent Variable: LOG(AT?)

Method: Seemingly Unrelated Regression

Date: 04/10/01 Time: 14:37

Sample: 1980 1998

Included observations: 19

Total panel (balanced) observations 171

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Y?)	0.482181	0.071638	6.730841	0.0000
LOG(PB?)	-0.048628	0.005759	-8.444017	0.0000
LOG(TCR?)	-0.050833	0.033423	-1.520884	0.1303
Fixed Effects				
_ARG--C	5.074256			
_ALE--C	4.559626			
_CHI--C	5.389211			
_COL--C	8.159053			
_ESP--C	4.480666			
_USA--C	6.657756			
_FRA--C	4.337292			
_PER--C	7.104393			
_VEN--C	5.170904			
Weighted Statistics				
Log likelihood	52.98910			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.915298	Mean dependent var	9.651887	
Adjusted R-squared	0.909438	S.D. dependent var	1.123294	
S.E. of regression	0.338038	Sum squared resid	18.16890	
Durbin-Watson stat	0.615567			



C.I.B.

Tabla 4

Estimación del modelo estático mediante Efectos Aleatorios – GLS

Dependent Variable: LOG(AT?)

Method: GLS (Variance Components)

Date: 04/10/01 Time: 14:38

Sample: 1980 1998

Included observations: 19

Total panel (balanced) observations 171

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.268962	1.229549	5.098589	0.0000
LOG(Y?)	0.410726	0.143287	2.866446	0.0047
LOG(PB?)	-0.051446	0.008978	-5.730247	0.0000
LOG(TCR?)	-0.048537	0.059534	-0.815273	0.4161
Random Effects				
_ARG--C	-0.580335			
_ALE--C	-1.020128			
_CHI--C	-0.321481			
_COL--C	2.394030			
_ESP--C	-1.139138			
_USA--C	1.080164			
_FRA--C	-1.242408			
_PER--C	1.358592			
_YEN--C	-0.529296			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.910186	Mean dependent var	9.651887	
Adjusted R-squared	0.908572	S.D. dependent var	1.123294	
S.E. of regression	0.339651	Sum squared resid	19.26554	
Durbin-Watson stat	0.580138			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	0.915171	Mean dependent var	9.651887	
Adjusted R-squared	0.913647	S.D. dependent var	1.123294	
S.E. of regression	0.330090	Sum squared resid	18.19620	
Durbin-Watson stat	0.614231			

Tabla 5

Estimación del modelo dinámico mediante Efectos Aleatorios – 2SLS

System: SYS_FE2SLS

Estimation Method: Two-Stage Least Squares

Date: 04/10/01 Time: 09:06

Sample: 1983 1998

Included observations: 16

Total system (balanced) observations 144

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(5)	-0.256905	1.157742	-0.221901	0.8247
C(1)	0.776157	0.087747	8.845418	0.0000
C(2)	0.287435	0.140876	2.040344	0.0433
C(3)	-0.011868	0.014485	-0.819299	0.4141
C(4)	-0.034913	0.072251	-0.483223	0.6297
C(6)	-0.596592	1.262665	-0.472486	0.6374
C(7)	-0.176443	1.101096	-0.160243	0.8729
C(8)	0.601236	1.154415	0.520815	0.6034
C(9)	-0.594351	1.215846	-0.488838	0.6258
C(10)	-0.103091	1.365023	-0.075523	0.9399
C(11)	-0.639668	1.255521	-0.509484	0.6113
C(12)	0.473001	1.180230	0.400770	0.6892
C(13)	-0.202657	1.091477	-0.185672	0.8530
Determinant residual covariance		4.38E-16		

Tabla 6

Estimación del modelo dinámico mediante Efectos Aleatorios – W2SLS

System: SYS_FE2WLS

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Date: 04/09/01 Time: 16:53

Sample: 1983 1998

Included observations: 16

Total system (balanced) observations 144

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(5)	-0.399254	0.660062	-0.604874	0.5463
C(1)	0.808824	0.057630	14.03480	0.0000
C(2)	0.251260	0.087515	2.871046	0.0048
C(3)	-0.006843	0.012257	-0.558257	0.5776
C(4)	-0.010170	0.058799	-0.172968	0.8629
C(6)	-0.668284	0.710255	-0.940907	0.3485
C(7)	-0.201351	0.628038	-0.320604	0.7490
C(8)	0.478633	0.668361	0.716129	0.4752
C(9)	-0.580691	0.689025	-0.842772	0.4009
C(10)	-0.257611	0.765292	-0.336618	0.7369
C(11)	-0.678823	0.698551	-0.971758	0.3330
C(12)	0.209381	0.707749	0.295841	0.7678
C(13)	-0.265015	0.611565	-0.433339	0.6655
Determinant residual covariance		4.03E-16		



C.I.B.

Tabla 7

Estimación del modelo dinámico mediante Efectos Aleatorios – W2SLS (Incluye Presupuesto del Estado – PRESU)

System: SYS_PRESUP

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Date: 04/09/01 Time: 17:52

Sample: 1983 1998

Included observations: 16

Total system (balanced) observations 144

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(5)	0.284689	0.663634	0.428985	0.6686
C(1)	0.883322	0.052857	16.71159	0.0000
C(2)	0.007374	0.019757	0.373236	0.7096
C(3)	0.008247	0.011851	0.695898	0.4877
C(4)	0.098101	0.052492	1.868881	0.0639
C(6)	0.437712	0.627517	0.697531	0.4867
C(7)	0.943027	0.499396	1.888334	0.0612
C(8)	1.312896	0.614473	2.136622	0.0345
C(9)	0.825537	0.496132	1.663946	0.0985
C(10)	0.659066	0.723008	0.911561	0.3637
C(11)	0.555986	0.573921	0.968750	0.3345
C(12)	0.364664	0.762508	0.478242	0.6333
C(13)	0.715458	0.530041	1.349816	0.1794
Determinant residual covariance		5.92E-16		

Tabla 8

Estimación del modelo dinámico mediante Efectos Aleatorios – W2SLS (Incluye Obra Pública – OBPUB)

System: SYS_OBPUB

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Date: 04/09/01 Time: 16:46

Sample: 1983 1998

Included observations: 16

Total system (balanced) observations 144

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(5)	10.49340	2.609548	4.021155	0.0001
C(1)	0.704153	0.066414	10.60252	0.0000
C(2)	-0.896541	0.224279	-3.997430	0.0001
C(3)	0.001042	0.011302	0.092198	0.9267
C(4)	-0.018283	0.056276	-0.324884	0.7458
C(6)	10.58397	2.588639	4.088625	0.0001
C(7)	10.54098	2.431505	4.335166	0.0000
C(8)	11.33206	2.562404	4.422433	0.0000
C(9)	10.44891	2.436125	4.289151	0.0000
C(10)	11.28272	2.731018	4.131324	0.0001
C(11)	10.53551	2.537005	4.152736	0.0001
C(12)	10.99672	2.738770	4.015204	0.0001
C(13)	10.51791	2.486168	4.230570	0.0000
Determinant residual covariance		3.11E-16		