



Análisis Económico

ISSN: 0185-3937

analeco@correo.azc.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad
Azcapotzalco
México

Martínez Damián, Miguel Ángel; Díaz Carreño, Miguel Ángel
Comparación de la varianza estimada de los índices de precios al consumo de cereales, frutales y
hortalizas en México, 1980-2002
Análisis Económico, vol. XX, núm. 45, tercer cuatrimestre, 2005, pp. 75-88
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41304506>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Análisis Económico
Núm. 45, vol. XX
Tercer cuatrimestre de 2005

Comparación de la varianza estimada de los índices de precios al consumo de cereales, frutales y hortalizas en México, 1980-2002

(Recibido: noviembre/04–aprobado: mayo/05)

*Miguel Ángel Martínez Damián**
*Miguel Ángel Díaz Carreño***

Resumen

Ante la problemática actual de la agricultura en México, se ha planteado la conveniencia de llevar a cabo una reconversión de cultivos de aquellos considerados menos rentables como es el caso de algunos cereales a otros más rentables como frutales y hortalizas. Sin embargo, en este artículo al realizar un estudio comparativo de la varianza muestral de los índices de precios estimados con estos productos se observó que dicha varianza resulta significativamente mayor en el caso de los frutales y hortalizas respecto de los cereales. Empleando la metodología de Laspeyres en la estimación del índice de precios, la varianza estimada mínima resultó de 18.19 para cereales, de 113.63 en frutales y de 70.26 en hortalizas. Por lo tanto, existe evidencia muestral de que la inversión en la producción de frutales y hortalizas resulta más riesgosa que la realizada en cereales.

Palabras clave: varianza, índice de precios al consumo, función no lineal.

Clasificación JEL: C1, C13, C15, C43.

* Profesor-Investigador, especialidad de postgrado en economía del Colegio de Postgraduados (angel01@colpos.mx).

** Estudiante del doctorado en economía, especialidad de postgrado en economía del Colegio de Postgraduados (madiaz@colpos.mx).

Introducción

Diversos autores han planteado la conveniencia de llevar a cabo al interior de la agricultura mexicana la reconversión de ciertos cultivos considerados como menos rentables (en el caso de algunos cereales), a otros más rentables como determinados frutales y hortalizas. De hecho, se argumenta un fuerte cambio en la geografía agrícola mexicana durante los últimos 10 años, ya que en tanto se reduce la superficie dedicada a granos básicos y oleaginosas, existe una tendencia significativa al crecimiento en frutas, hortalizas y cultivos forrajeros orientados al mercado externo e interno más rentables. Así, la superficie hortícola ha aumentado 6% y la frutícola, 21%.¹

Hasta ahora, el tema del riesgo en cultivos agrícolas ha sido poco tratado, sin embargo, este aspecto debería ser crucial en la toma de decisiones que involucra la reconversión de cultivos. Así, los beneficios (mayor rentabilidad, por ejemplo) de una posible reconversión de cultivos agrícolas, sobre todo de granos básicos hacia frutales y hortalizas, se les ha destacado más que los riesgos.

La evaluación del riesgo en la actividad agrícola se ha realizado mediante métodos que no requieren del planteamiento de una función de distribución probabilística con la implicación de sobreestimar lo riesgoso de una actividad. Además, se ha evaluado la dispersión que presenta la estimación del riesgo obtenido empleando, por un lado, una distribución probabilística y por otro, un método libre de distribución.²

La presente investigación tiene como objetivo fundamental realizar un estudio comparativo del nivel de riesgo que implican los cultivos de cereales, frutales y hortalizas a partir de la estimación de la varianza de los índices de precios, correspondientes a cereales, frutales y hortalizas.

Existen diversos procedimientos estadísticos que permiten estimar el nivel de riesgo de activos de renta variable.³ Entre otros, en la teoría de la selección de portafolios de inversión, la medición del riesgo de un activo se realiza a partir de la varianza de sus retornos esperados.⁴ En este trabajo, la estimación del nivel de riesgo de los cultivos agrícolas en estudio se aproximará a través del cálculo de la varianza de sus índices de precios.

¹ Quintana (2003: 41).

² Martínez (1999: 119).

³ Sánchez (2001: 204).

⁴ Sachs (1994 : 633).

El presente estudio asume como hipótesis central que la varianza del índice de precios, para el grupo de cereales, resulta la más baja en relación a la del grupo de frutas y de hortalizas.

En realidad, no existe un estimador exacto de la varianza de un índice de precios debido a que éste se representa por una función no lineal. Así, las técnicas estadísticas empleadas, con la finalidad de aproximar la estimación de la varianza de dicho índice, deben ser evaluadas a través del empleo de información muestral que permita el cálculo del índice de precios, y así determinar qué método es el más preciso y apropiado.

El estimador de la varianza del índice de precios evaluado en este estudio es un estimador no lineal de varianza.⁵ Dicho estimador se define de la siguiente manera:

$$V(\hat{I}) = \sum_{\alpha=1}^k (\hat{I}_{\alpha} - \hat{I}_{\alpha}^c)^2 / 4k \quad (1)$$

El estimador $V(\hat{I})$ está basado en k réplicas balanceadas o muestras equilibradas. \hat{I}_{α} es una estimación del índice de precios obtenida a partir de la α -ésima réplica, y \hat{I}_{α}^c es la estimación del índice de precios obtenida a través del complemento de la muestra con la que fue obtenido el primer estimador.

El estimador de la varianza del índice de precios $V(\hat{I})$ ha sido contrastado con diversos estimadores alternativos.⁶ En dicho contraste se concluyó que $V(\hat{I})$ genera las varianzas más pequeñas en relación al resto de los estimadores. Además, se observó también que $V(\hat{I})$ tenía el cuadrado medio del error más pequeño, por lo que en este estudio se consideró conveniente el empleo de $V(\hat{I})$.

1. Metodología del cálculo de un índice de precios

Los procedimientos más empleados para la estimación de un índice de precios son los de Laspeyres, de Paasche y de Fischer.⁷

Aún cuando la metodología más empleada es la de Laspeyres, en este trabajo se han considerado las tres con la finalidad de mostrar que los resultados del contraste de la varianza del índice de precios, para los tres grupos de productos considerados, no son alterados por el uso de un método de estimación en particular.

⁵ Wolter (1985).

⁶ Spease (2000: 176).

⁷ Webster (1998: 440).

2. Estudio de simulación

El estudio de simulación consistió primeramente en la estimación de los índices de precios \hat{I}_a y \hat{I}_a^c para cada uno de los tres grupos de bienes empleando las tres metodologías descritas anteriormente y con base en diferentes muestras con reemplazo de ocho bienes cada una.⁸

Posteriormente se procedió a la estimación de la varianza del índice de precios al consumo para cada grupo de bienes (cereales, frutas y hortalizas) a partir de la ecuación (1).

La información de precios y cantidades de los diferentes artículos, considerados en cada uno de los grupos de estudio, fue extraída de la base de datos SIACON de la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Recursos Pesqueros y Alimenticios (SAGARPA). Los grupos de productos considerados fueron los siguientes:

<i>Cereales</i>	<i>Frutales</i>	<i>Hortalizas</i>
Arroz palay, avena grano, cebada grano, fríjol, garbanzo grano, maíz grano, sorgo grano, trigo grano.	Aguacate, ciruela del país, durazno, fresa, guayaba, mango, manzana, papaya, piña, plátano.	Ajo, calabacita, calabaza, cebolla, chicharo, chile seco, chile verde, melón, papa, pepino, sandía, tomate rojo, tomate verde.

El programa computacional empleado para la estimación de los índices de precios, así como para el cálculo de sus varianzas fue el *Statistical Analysis System* (SAS) en su octava versión.

a) Estimación de los índices de precios \hat{I}_a y \hat{I}_a^c

Con base en la información de precios y cantidades de los bienes considerados en cada uno de los grupos en estudio, se procedió a conformar 70 réplicas balanceadas de artículos al interior de cada muestra.⁹ Las réplicas se obtuvieron de la siguiente manera: puesto que se consideran diferentes muestras de tamaño 8 para cada uno de los grupos de artículos, es posible generar 70 réplicas equilibradas que consideren la mitad de los elementos de las muestras. Para esto se obtiene una combina-

⁸ Este tamaño de muestra de 8 artículos es representativa en el sentido de que los productos considerados en cada grupo integran más de 70% de la producción a que corresponde el grupo en el país (SAGARPA, 2003).

⁹ McCarthy (1966).

ción de 8 en 4 elementos; es decir: ${}_8C_4=70$. Por otra parte, para cada réplica de 4 artículos existe un complemento también de 4 elementos, lo cual completa el tamaño de la muestra.

Una vez que la información de precios y cantidades de los artículos fue asignada a la réplica apropiada o complemento, los índices de precios \hat{I}_a y \hat{I}_a^c ; $a=1,2,\dots,70$ fueron estimados.

b) Estimación de la varianza del Índice de Precios al Consumidor

Considerando el periodo del estudio existen 23 observaciones anuales de precios y cantidades para cada uno de los artículos incluidos en las distintas muestras. Así, se generaron 23 cálculos tanto de \hat{I}_a como de \hat{I}_a^c , y por lo tanto 23 estimaciones correspondientes a la varianza del índice de precios $V(\hat{I})$ para cada grupo. Dichas estimaciones de la varianza se presentan en los Cuadros 1-7 ubicados al final de este trabajo en forma de vectores columna por metodología de estimación del índice y para cada grupo de artículos.

Ahora, puesto que se está obteniendo en cada observación un estimador de la varianza del índice de precios correspondiente, ello plantea el problema de comparar un vector respecto a otro para determinar cual presenta una mayor longitud. El procedimiento adoptado para resolver tal problema consistió en el empleo de la Norma Euclidiana. Es decir, el criterio para determinar qué grupo presenta una mayor varianza del índice de precios se fundamenta en la definición de la Norma Euclidiana de un vector; esto es, si $V(IP) = \{v_1, v_2, \dots, v_N\} \in R^N$, entonces:

$$|V(IP)| = (v_1^2 + v_2^2 + \dots + v_N^2)^{1/2}$$

Donde:

$|V(IP)|^{1/2}$ = representa la longitud de un vector de N componentes.¹⁰

En este estudio, los vectores sobre los cuales se calcula la norma euclidiana, son los correspondientes a las estimaciones de la varianza de los índices de precios al consumo obtenidos por las metodologías de Paasche, $V(IPP)$, Laspeyres, $V(IPL)$ y Fisher, $V(IPF)$.

Una vez realizado el cálculo de la norma euclidiana, se estará en condiciones de poder contrastar las varianzas de los índices de precios de los tres grupos de bienes considerados.

¹⁰ Antón (1994).

3. Resultados

Los resultados presentados en este apartado corresponden a la comparación de la norma euclidiana de los vectores de varianzas estimadas para los índices de precios por grupos de bienes.

Dicha norma resulta en todo momento inferior en el caso del grupo de los cereales (Cuadro 1 del Anexo), respecto a lo observado en los diferentes grupos de frutales considerados (Cuadros del 2 al 4). En el primer caso la norma fue de 17.97 para la varianza del índice de precios obtenido por el método de Paasche, de 18.19 para la varianza del índice obtenido por el método de Laspeyres y de 18.02 para el índice de Fisher; en tanto que, para el grupo de frutales observado en el Cuadro 2, respectivamente estos resultados fueron: 119.09, 113.63 y 110.29.

Se puede verificar que los resultados en el caso de los diferentes grupos de frutales (Cuadros del 2 al 4), se mantienen en el mismo sentido respecto a lo observado con el grupo de cereales: la norma euclidiana del vector de varianzas de los índices de precios resulta mayor en los grupos de frutales que en el de los cereales.

Aún cuando se llevó a cabo un intercambio de bienes entre los grupos de frutales considerados, con la finalidad de observar posibles alteraciones sobre los resultados derivados de la comparación entre la varianza del índice de precios de frutales y de cereales, esto en ningún momento se presentó.

Ahora, si comparamos dicha norma entre el grupo de cereales (Cuadro 1) y los grupos de hortalizas (Cuadros del 5 al 7) se podrá notar que esta resulta, en todos los casos, menor para el grupo de cereales.

Conclusiones

De acuerdo a la hipótesis planteada al inicio de este estudio y con base en los resultados expuestos anteriormente, existe evidencia muestral de que la varianza del índice de precios es menor en el caso de los cereales comparada con la de los frutales y hortalizas.

De esta manera, no es posible argumentar que la hipótesis planteada al inicio de esta investigación no se cumpla. Por el contrario, los resultados obtenidos en este trabajo la apoyan en un sentido amplio.

Ahora, puesto que la hipótesis de la investigación se mantiene, existe evidencia de que la inversión en la producción tanto de frutales como de hortalizas presenta un mayor nivel de riesgo respecto a la realizada en cereales. Esto último debido a que la variabilidad del índice de precios para los dos primeros grupos de

productos resulta mayor frente a la de los cereales. Por lo tanto, aún cuando se pueda plantear que el desplazamiento de los cultivos orientados a la producción de cereales por la de frutales y hortalizas es conveniente, dada una mayor rentabilidad de estos últimos, resulta de gran importancia, por otra parte, considerar el aspecto de mayor riesgo que la inversión en frutales y hortalizas implica.

Referencias bibliográficas

- Antón, H. (1994). *Elementary linear algebra*, John Wiley and Sons, Inc.
- Martínez, D. M. (1999). "Evaluación del riesgo y evaluación de probabilidades: un análisis comparativo" en *Agrociencia*, núm. 33, pp. 119-122.
- y M. González (2001). "Crecimiento de precios agrícolas e Índice de Precios al Consumidor" en *Agrociencia*, núm. 1, vol. 35, enero-febrero 2001.
- McCarthy, P. J. (1966). *Replication: an approach to the analysis of data from complex surveys, vital and health statistics*, series 2, núm. 14, National Center for Health Statistics, Public Health Service, Washington, D.C.
- Quintana, S. V. (2003). "El círculo vicioso del Tratado de Libre Comercio de América del Norte: La amarga experiencia mexicana en el agro a partir del TLCAN" en *Deslinda*, núm. 33, mayo-junio.
- Sachs, J. D. y F. Larraín (1994). *Macroeconomía en la economía global*, México: Prentice Hall Hispanoamericana, S. A.
- SAGARPA (2003). *Sistema de Información Agrícola y Ganadera (SIACON)*.
- Sánchez, C. C. (2001). Valor en riesgo y otras aproximaciones, SEI *investments* de México.
- SAS (2003). *Statistical analysis system, versión 8ª*, programa computacional estadístico.
- Spease, C. (2000). *Comparison of variance estimators for producer price index data*, Bureau of Labor Statistics, Washington, D. C.
- Webster, A. L. (1998). *Applied statistics for business and economics*, EUA: The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Wolter, K. M. (1985). *Introduction to variance estimation*, New York: Springer-Verlag.

Anexo

Estimación de la varianza de los índices de precios de Paasche, V(IPP), de Laspeyres, (IPL) y de Fisher, V(IPF), por grupos de artículos.

Cuadro 1
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para los cereales:
arroz, avena, cebada, fríjol, garbanzo,
maíz, sorgo y trigo

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0001	0.0001	0.0001
1982	0.0001	0.0002	0.0002
1983	0.0014	0.0011	0.0013
1984	0.0041	0.0050	0.0045
1985	0.0004	0.0005	0.0005
1986	0.0098	0.0098	0.0098
1987	0.1867	0.2129	0.1992
1988	0.2342	0.2541	0.2430
1989	0.3321	0.4193	0.3657
1990	0.4610	0.4392	0.4491
1991	0.2859	0.3076	0.2937
1992	0.5355	0.4936	0.5126
1993	0.4003	0.6448	0.5072
1994	0.5636	0.5133	0.5288
1995	4.0329	3.8878	3.9388
1996	11.0454	12.1053	11.5534
1997	6.0473	6.2131	6.1267
1998	8.5799	7.8735	8.2101
1999	3.8243	3.8961	3.8560
2000	4.3974	3.8720	4.1155
2001	6.0778	5.9082	5.9412
2002	1.5542	1.4367	1.4867
Norma			
Euclidiana	17.9729	18.1903	18.0159

Cuadro 2
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para los frutales:
aguacate, ciruela, durazno, fresa, guayaba,
mango, manzana y papaya

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0002	0.0002	0.0002
1982	0.0005	0.0005	0.0005
1983	0.0034	0.0035	0.0034
1984	0.0019	0.0018	0.0017
1985	0.0118	0.0272	0.0176
1986	0.0142	0.0249	0.0173
1987	0.0651	0.1181	0.0877
1988	0.2615	0.3501	0.2840
1989	0.5493	0.6745	0.5779
1990	0.8722	0.9281	0.8653
1991	0.5346	0.4758	0.4842
1992	2.2229	2.0742	2.0399
1993	1.4167	1.1988	1.2676
1994	4.2343	6.6397	5.1942
1995	15.6932	20.0068	17.4895
1996	17.5997	20.8360	18.9581
1997	17.2784	14.9747	15.7388
1998	20.8706	46.9885	30.5150
1999	92.0565	78.9734	83.7675
2000	30.8256	32.0174	30.8015
2001	32.2859	27.7470	28.0583
2002	48.9734	39.5173	9.1355
Norma Euclidiana	119.0875	113.6288	110.2855

Cuadro 3
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para los frutales:
durazno, fresa, guayaba, mango, manzana,
papaya, piña y plátano

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0002	0.0002	0.0002
1982	0.0004	0.0003	0.0003
1983	0.0016	0.0023	0.0016
1984	0.0039	0.0029	0.0029
1985	0.0102	0.0215	0.0143
1986	0.0418	0.1102	0.0661
1987	0.0870	0.1352	0.1042
1988	0.5288	0.4357	0.4636
1989	3.1788	2.6120	2.8638
1990	2.3845	1.9426	2.1243
1991	1.3518	1.0617	1.1677
1992	6.1743	3.5711	4.7689
1993	6.0963	3.9569	4.9011
1994	7.2514	8.7273	7.4031
1995	17.5644	18.7086	17.5466
1996	25.3858	22.2154	23.3889
1997	43.3628	32.5778	37.8359
1998	100.2143	93.4998	94.4752
1999	113.9341	101.1962	105.9896
2000	95.7342	70.3402	81.7647
2001	71.4846	62.4654	66.5738
2002	46.2355	70.2048	53.4360
Norma			
Euclidiana	205.9509	186.501	191.1404

Cuadro 4
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para los frutales:
aguacate, ciruela, durazno, fresa, manzana,
papaya, piña y plátano

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0000	0.0001	0.0001
1982	0.0000	0.0002	0.0003
1983	0.0117	0.0042	0.0064
1984	0.0205	0.0041	0.0046
1985	0.0330	0.0126	0.0266
1986	0.0128	0.0363	0.1078
1987	0.0182	0.1269	0.2130
1988	2.1691	0.5032	0.4214
1989	10.0812	3.1694	2.3648
1990	7.1425	2.5055	2.0424
1991	7.0420	1.1958	1.0235
1992	26.6412	5.5379	3.9463
1993	25.1380	6.3148	4.9090
1994	9.3811	13.7955	15.3833
1995	2.6302	42.7188	42.6263
1996	1.4615	50.7265	45.1274
1997	277.2654	30.2079	19.7591
1998	41.7236	83.5445	83.1450
1999	652.6706	40.8943	38.1661
2000	60.8844	56.5760	53.9176
2001	229.4615	77.0275	59.9361
2002	3.1077	37.6605	72.2232
Norma			
Euclidiana	750.0738	157.4608	156.8969

Cuadro 5
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para las hortalizas:
ajo, calabacita, calabaza, cebolla, chícharo,
chile seco, chile verde y melón

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0004	0.0004	0.0004
1982	0.0003	0.0003	0.0003
1983	0.0003	0.0005	0.0004
1984	0.0060	0.0059	0.0057
1985	0.0074	0.0096	0.0083
1986	0.0151	0.0140	0.0145
1987	0.0322	0.0312	0.0316
1988	0.4612	0.3947	0.4267
1989	0.8014	0.8534	0.8073
1990	0.6988	1.1047	0.8682
1991	0.8945	1.2563	1.0535
1992	8.5775	5.0637	6.6282
1993	2.9352	1.1782	1.7345
1994	1.1712	1.1752	1.1501
1995	1.1313	2.0526	1.5354
1996	24.9224	31.1097	27.8323
1997	1.8701	2.6366	2.2167
1998	60.2580	49.5767	54.6846
1999	6.0037	11.2011	8.2511
2000	14.4785	10.1582	12.1799
2001	16.7737	17.0941	16.8762
2002	28.3418	30.7805	29.0015
Norma			
Euclidiana	75.3188	70.2653	71.8721

Cuadro 6
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para las hortalizas:
chile seco, chile verde, meñón, papa, pepino,
sandía, jitomate y tomate

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0003	0.0003	0.0003
1982	0.0001	0.0001	0.0001
1983	0.0002	0.0003	0.0002
1984	0.0013	0.0010	0.0011
1985	0.0113	0.0143	0.0127
1986	0.0168	0.0189	0.0178
1987	0.0606	0.0689	0.0644
1988	0.8390	0.8361	0.8361
1989	2.7825	3.1876	2.9705
1990	0.5520	0.7172	0.6296
1991	1.3334	1.2224	1.2760
1992	5.4032	4.9467	4.9705
1993	2.1374	2.1996	2.1324
1994	5.8202	6.6787	6.2041
1995	5.8181	7.5156	6.6234
1996	12.0801	13.1023	12.5325
1997	19.8905	26.3077	22.8796
1998	36.0889	37.7042	36.7945
1999	30.3261	38.6797	34.1330
2000	19.5441	25.4056	22.0501
2001	12.5886	13.9441	13.0831
2002	38.8808	61.4868	48.9065
Norma			
Euclidiana	70.1985	92.4407	79.8237

Cuadro 7
Estimación puntual de la varianza de los índices de precios
de Paasche, Laspeyres y Fisher por año para las hortalizas:
calabaza, cebolla, chile verde, melón, papa,
sandía, jitomate y tomate

<i>Año</i>	<i>VAR(IPP)</i>	<i>VAR(IPL)</i>	<i>VAR(IPF)</i>
1980	0.0000	0.0000	0.0000
1981	0.0004	0.0004	0.0004
1982	0.0001	0.0001	0.0001
1983	0.0002	0.0002	0.0002
1984	0.0015	0.0010	0.0012
1985	0.0076	0.0094	0.0084
1986	0.0165	0.0182	0.0173
1987	0.0600	0.0714	0.0653
1988	0.8478	0.8881	0.8654
1989	2.9790	3.4250	3.1822
1990	0.8984	0.9837	0.9303
1991	1.4037	1.3750	1.3855
1992	3.9597	5.1146	4.5087
1993	2.9105	2.5504	2.6044
1994	5.5515	6.6308	6.0353
1995	6.4912	8.0631	7.2370
1996	12.3087	13.3184	12.7529
1997	20.8816	25.8933	23.1842
1998	40.1011	33.0454	36.2575
1999	32.9689	41.2161	36.6971
2000	23.9343	33.1903	28.1309
2001	13.5161	15.3086	14.2286
2002	43.8452	64.9790	53.0870
Norma			
Euclidiana	77.9103	96.7153	85.4578