

- , (1988), "Regression Theory for Near-Integrated Time Series", *Econometrica*, 56 (1021-43).
- , (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, 59 (283-306).
- PHILLIPS, P. C. B. y S. N. DURLAUF (1985), "Multiple Time Series Regression with Integrated Processes", *Review of Economic Studies*, 53 (473-96).
- RIISSANEN, J. (1978), "Modeling by Shortest Data Description", *Automatica*, 14 (465-71).
- SAID, S. E. (1991), "Unit-Roots Tests for Time-Series Data with a Linear Time Trend", *Journal of Econometrics*, 47 (285-303).
- SARGAN, J. D. y A. BHARGAVA (1983), "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, 51 (153-74).
- SARGENT, T. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*.
- SCHWARZ, G. L. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, 6 (461-4).
- SHOESMITH, G. L. (1992), "Cointegration, Error Correction and Improved Medium-term Regional VAR Forecasting", *Journal of Forecasting*, 11 (91-109).
- SIMS, C. A. (1972), "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62 (540-52).
- , (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48 (1-48).
- SIMS, C. A.; I. STOCK y M. WATSON (1986), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Economics Working Paper* E-8701, Hoover Institution, Stanford University, revised February 1988.
- SOCK, J. H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55 (1035-56).
- , (1990), "Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care? A Comment", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 32 (63-82).
- TIAO, G. C. y G. E. P. BOX (1981), "Modeling Multiple Time Series with Applications", *Journal of American Statistical Association*, 76 (802-16).
- WHITE, J. S. (1958), "The Limiting Distribution of the Serial Correlation Coefficient in the Explosive Case", *Annals of Mathematical Statistics*, 29 (188-97).

UNA NOTA SOBRE LA CONSTRUCCION DE SERIES DE PRECIOS DE ACTIVOS REALES: TIERRA Y CASAS EN CHILE (1976-1989)

FELIPE G. MORANDE

IADES/Georgetown University

RAIMUNDO SOTO

Banco Mundial

Abstract:

This note presents previously unpublished data on prices of agricultural land in Chile's central region and houses (both rental and purchasing prices) in Santiago, with the corresponding methodology. As such, it is a follow-up to an Appendix in Morandé (1992).

1. Introducción

En un artículo recientemente publicado sobre la influencia de reformas estructurales y variables macroeconómicas sobre los precios de los activos reales en Chile en las últimas dos décadas (Morandé, 1992), se hace uso de series estadísticas sobre precios de algunos activos reales que fueron construidas especialmente para ese propósito. Como es posible que dichas series pueden ser de utilidad para otros trabajos de terceros autores, esta nota presenta la metodología utilizada para la construcción de los datos, así como los datos mismos.

La única fuente de información continua sobre precios de casas y tierra es aquella de la sección Avisos Económicos del diario *El Mercurio*. Existen dos problemas centrales con esta fuente de información. En primer término, se trata de precios de oferta y no necesariamente de precios efectivamente transados. Y, en segundo lugar, la información no sólo refleja el valor intrínseco del activo, sino también el valor de cualquier otro bien (o mejora) agregado al activo.

Para enfrentar estos problemas se hicieron los siguientes supuestos generales:

a) Existe un valor intrínseco en cada activo —la tierra, las casas y el servicio de las casas (arriendos)— que es independiente, en gran medida, de otros atributos que se hayan añadido al activo. Es decir, una casa tiene un valor mayor si es que a ella se le añade una piscina, la tierra vale más si se planta un huerto en ella. La metodología

presume que los agentes, es decir, el mercado, es capaz de distinguir entre el precio intrínseco y el de los atributos.

b) Si bien hay un sesgo entre el precio de oferta de un activo y el de su transacción final, ese sesgo es aproximadamente constante durante el período de análisis. Este supuesto sería criticable si hubiera evidencia de un comportamiento procíclico o anticíclico del sesgo o margen. Sin embargo, tal evidencia no existe, por lo que no hay manera de corregirlo.

Un tercer problema se relaciona a la representatividad de los avisos económicos de *El Mercurio*. En el caso de las casas, tanto ventas como arrendos, se puede afirmar que dichos avisos son altamente representativos del mercado en Santiago (que es el que nos interesa mayormente). En cambio, no lo es tanto en el caso del mercado de la tierra, donde parte importante de las transacciones puede efectuarse por otros medios (directamente, a través de agentes, etc.). Sin embargo, dado que el costo de publicar un aviso es despreciable, es de suponer que un agente racional, en promedio, intentará maximizar el espacio de potenciales compradores y publicará un aviso.

II. Metodología para el caso de la tierra

El principal problema de estimar el precio de la tierra, aun si no tomamos en cuenta la ausencia de información directa acerca del valor efectivo de las transacciones, reside en que generalmente la venta de un predio incluye el traspaso de otros bienes de capital agrícolas, vale decir, todas aquellas inversiones realizadas sobre la tierra (huertos frutales, patronales, etc.), además del ganado, las construcciones (casas, bodegas, galpones, etc.) y la maquinaria (tractores, etc.). Así, el precio que se imputa a la tierra en la transacción no corresponde precisamente a su valor comercial, sino a una combinación del precio de distintos tipos de bienes.

Adicionalmente, la tierra no es un bien homogéneo. No sólo ésta presenta distinta calidad intrínseca (calidad del suelo), sino además factores específicos que afectan su valor comercial (tipo de riego, tipo de clima, distancia a caminos principales, etc.). Por ello, con el objeto de obtener una muestra lo más homogénea posible, se limitó la zona geográfica a las Regiones V, VI, VII y VIII. Asimismo, se eliminaron de la muestra los predios dedicados a la explotación forestal, usualmente localizados en tierras de escaso uso alternativo y sujetas a fuertes subsidios estatales que varían en el tiempo.

Además, para reducir el problema de cambios de valor que no fuesen reflejo de cambios en el valor de la tierra de uso agrícola (por ejemplo, las ganancias de capital derivadas de la expansión urbana sobre tierra originalmente agrícola), se eliminó el Área Metropolitana de la muestra y se limitó el tamaño mínimo del predio a 30 hectáreas (para evitar incluir en la muestra lotes de parcelas de agrado).

Se extrajeron de la sección de Avisos Económicos de *El Mercurio* dos observaciones mensuales (una, el domingo de la segunda semana de cada mes, y otra, el domingo de la tercera semana). Se puso especial énfasis en elegir el aviso que más información presentase y además para el cual la información fuese más detallada. No obstante, no siempre resultó posible obtener suficiente información respecto de los "atributos".

Para cada observación se recopiló la siguiente información básica: superficie total en hectáreas, superficie de riego básico en hectáreas, precio de oferta (en pesos y/o dólares de US), ubicación geográfica (provincia y región). La información acerca de los atributos se obtuvo en forma dicotómica (1 = sí, 0 = no) para las siguientes características: construcciones (se incluye en esta categoría casas, bodegas, galpones, lecherías,

etc.), existencia de viñas, huertos frutales, existencia de ganado, plantaciones forestales¹ y maquinarias (tractores, equipo de lechería, etc.).

Se obtuvo un total de 345 observaciones utilizables de un total de 360 esperadas. Entre septiembre 1981 y diciembre 1982 la oferta de tierra se reduce considerablemente por lo que, en general, fue posible obtener sólo una observación válida. El Cuadro 1 sintetiza las principales características de la muestra original.

CUADRO 1
MUESTRA ORIGINAL
(Por regiones)

	V	VI	VII	VIII	Total
Total de Observaciones	23	171	113	38	345
Superficie:					
- Más de 1,000 ha	2	5	8	4	19
- 500 a 999 ha	1	8	8	3	20
- 250 a 499 ha	1	8	20	9	38
- Menos de 250 ha	19	150	77	22	268
Precio Real (por hectárea):					
- Menos de \$ 100,000	4	17	24	7	52
- \$ 100,000 a \$ 499,999	6	56	58	25	145
- \$ 500,000 a \$ 999,999	9	38	19	4	70
- Más de \$ 1,000,000	4	60	12	2	78
Atributos:					
- Tres o más atributos	0	9	9	5	23
- Dos atributos	4	44	36	6	90
- Un atributo	14	83	41	24	162
- Ningún atributo	5	35	27	3	70
Tipos de Atributos:					
- Construcciones	13	75	56	18	162
- Viñas	1	36	17	6	60
- Frutales	3	59	22	5	89
- Ganado	4	13	30	7	54
- Existencias	0	11	6	2	19
- Forestales	1	4	9	13	27

La primera etapa para la construcción de la serie consistió en eliminar de la muestra aquellas observaciones consideradas outliers. El criterio para eliminar una observación fue que la superficie excediera 550 ha y/o que el precio real por hectárea fuese menor a \$ 100,000 de diciembre de 1989; considerando que la muestra tiene un valor promedio de \$ 720,000 y una superficie promedio de 275 ha, el criterio parecería ser bastante razonable. El supuesto implícito es que un predio con esas características corresponde a una explotación básicamente forestal, pese a que no se le declare explícitamente o que se declare forestal conjuntamente con cualquier otra característica (frutales, maquinaria, construcciones, etc.). Con este procedimiento se eliminó un total de 73 observaciones.

Como se muestra en el Cuadro 2, efectivamente las observaciones eliminadas corresponden a valores outliers, tanto en tamaño como en términos de valor, cuando se los compara con la media muestral y, en especial, con la muestra remanente (es decir, aquella que queda después de sacar los outliers). El grupo de observaciones eliminadas tiene una superficie media tres veces mayor a la muestra original (6,5 veces mayor a la muestra remanente) y un valor medio que es un octavo de la muestra original (un décimo de la muestra remanente). En términos estadísticos, un test formal² rechaza la hipótesis nula que las dos submuestras provengan de la misma distribución, con un 99% de confianza, tanto en superficie como en valor.

CUADRO 2
PRECIO DE LA TIERRA

$$\text{Test Diferencia de Medias: } \frac{\sqrt{(n_1 + n_2) / (n_1 + n_2)} (X_1 - X_2)}{\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) / (n_1 + n_2 - 2)}} \sim t_{(n_1 + n_2 - 2)}$$

$$\text{Test Diferencia de Varianzas: } \frac{(n_2 - 1) \sigma_1^2}{(n_1 - 1) \sigma_2^2} \sim F_{n_1 - 1, n_2 - 1}$$

donde (n_1, X_1, σ_1^2) y (n_2, X_2, σ_2^2) representan el número de observaciones, la media y la varianza de la muestra original y de los eliminados, resp.

	Número observaciones	Superficie	Precio por ha		
			Media (en hectáreas)	Desviación (en pesos dic. 1989)	
Muestra original	345	275.2	651.8	720.276	940.986
Eliminados Etapa I	73	826.5	1199.9	89.887	68.625
Muestra Remanente Tests	272	127.2	221.3	889.462	993.254
		-80.5 *	0.09	-12.84 *	-55.36 *
Eliminados Etapa II Tests	39	98.6	68.8	747.265	661.584
Muestra Remanente Tests	233	132.0	237.1	911.880	1035.570
		-12.9 *	1.95 **	12.72 *	14.967 *
Eliminados Etapa III Muestra Final Tests	53 180	191.1 114.6	143.4 188.8	963.733 867.580	871.129 558.839
		-31.4 *	0.504	-8.89 *	0.133

Nota: * = significativo al 1%; ** = significativo al 5%.

En una segunda etapa se eliminaron aquellas observaciones que aportaban escasa información para la estimación del precio de la tierra. Para ello se extrajo la observación que no presentase atributos de aquellos meses en los cuales había al menos dos observaciones para cada mes. La intuición es que en dichas observaciones la ausencia de atributos sólo induce ruido (excesiva varianzá) a la estimación de la varianza muestral. De la muestra remanente de la primera etapa (272 obs.) se eliminaron 39 observaciones; los tests presentados en el Cuadro 1 muestran que también en este caso los valores pueden ser considerados outliers.

Finalmente, en la muestra remanente de 233 observaciones se corrió una regresión simple entre el precio real por hectárea y las *dummies* que capturaban los "atributos". Como era de esperarse, los atributos Construcciones y Existencias resultaron no significativos, probablemente debido a la excesiva heterogeneidad de cada variable. Una segunda regresión que elimina estas variables (ver Cuadro 3) muestra que mientras frutales y viñas resultan significativos y positivos, la variable ganado no resulta significativa.

CUADRO 3

VARIABLE DEPENDIENTE: PRECIO REAL DE LA TIERRA

Variable	Coefficiente	Test-T
Constante	654.795	7.94
Viñas	632.273	4.17
Frutales	584.638	4.72
Ganado	-350.541	-1.92
R ² = 0.203	DW = 1.56	# obs = 233

La muestra de 233 observaciones fue posteriormente corregida para descontarle el componente frutales y viñas (en el caso que una observación presentara los dos atributos, un promedio simple fue descontado). No obstante, en once casos el precio corregido era menor a \$ 100,000, por lo cual fueron reemplazados por el promedio de dos observaciones pasadas y dos observaciones futuras. La mayor parte de ellos correspondían a casos en los que originalmente se recogió una sola observación, las que se presume eran poco representativas.

Finalmente, de la serie final de 180 observaciones mensuales se obtuvo promedios trimestrales, los cuales se presentan en el Cuadro 4.

III. Metodología para el caso de los precios de venta de casas

El objetivo es estimar la trayectoria de valor de adquisición de una casa no-nueva de tipo medio con las siguientes características: 3 dormitorios, living, comedor, 1 a 1.5 baños. El hecho de evitar casas nuevas se debe a que en general es muy difícil establecer el precio verdadero de la casa debido a las innumerables maneras de financiar la

inversión, que no se reflejan en el precio de aviso. La zona de búsqueda de los datos se confinó a una parte (central) de la comuna de Ñuñoa por ser una zona bastante más homogénea que otras zonas de Santiago, en la cual además no hubo expansión geográfica sobre terreno agrícola ni un significativo reemplazo de casas antiguas por construcción en altura. Otra comuna posible de utilizar era Providencia, sin embargo en ella ha habido tanto reemplazo de casas por locales comerciales, como *shocks* externos que afectaron el precio de los bienes que no se derivan de condiciones económicas generales (construcción del Metro). De esta forma, el cambio en el precio de arriendos de casas refleja más directamente el cambio en plusvalía de las casas.

Al igual que en casos anteriores se procedió a obtener dos observaciones por mes de avisos que presentaran las mismas características que las deseadas. La muestra original presentaba los siguientes estadígrafos:

	Precio	Dorms.	Baños	Liv. + Com.	Estac.	Telef.	Jardín	Otros
Promedio	7.099.00	3.00	1.21	1.04	0.24	0.09	0.18	0.06
Desviación estándar	3.445.000	0.22	0.41	0.19	0.43	0.28	0.38	0.24

A diferencia de los casos anteriores, en éste no es posible obtener de una regresión el precio imputado a otras características debido a que la varianza de las variables independientes es muy pequeña. Por tal motivo, se procedió a utilizar el promedio de las dos observaciones de cada mes y se definió como outliers a aquellos valores que fuesen superiores o inferiores en 20% al precio medio. Las observaciones que se consideraron válidas cumplieron:

$$Pmáx./Pprom. < 1.2 \quad \text{y} \quad Pmín./Pprom. > 0.8$$

donde Pprom. es el promedio de las dos observaciones. Con esta metodología se removieron 22 outliers (7 casos fueron reemplazados por Pmín. y 15 por Pmáx.).

IV. Metodología para el caso de arriendos de casas

El objetivo es estimar la trayectoria de costo de arriendo de una casa de tipo medio con las siguientes características: 3 dormitorios, living, comedor, 1 a 1,5 baños. La zona de búsqueda de los datos se confinó a la comuna de Ñuñoa por ser una zona bastante más homogénea que otras zonas de Santiago, en la cual además no hubo expansión geográfica sobre terreno agrícola ni un significativo reemplazo de casas antiguas por construcción en altura. De esta forma, el cambio en el precio de arriendos de casas refleja directamente el efecto de la demanda por bienes no transables.

Se construyó una serie de observaciones (2 para cada mes, obtenidos en el segundo y tercer domingo del mes) con la siguiente información: valor del arriendo en pesos o en dólares según apariencia, superficie construida (en m²), número de dormitorios (excluido de servicio) y número de baños. Además, se clasificó en forma binaria la siguiente información: teléfono, piscina, escritorio, "amplios recibos", amplio jardín y cualquier otra característica "especial" del inmueble.

La búsqueda inicial reveló que la mayor parte de la información con características deseadas permanece en oferta al menos 3 semanas, por lo que resultaba redundante extraer datos en ambas semanas. Por ello se extrajo finalmente una serie con 180 observaciones. El tipo de información recolectada hace presumir que ésta sería bastante homogénea (sólo un número muy reducido de datos presenta desviaciones respecto de la definición deseada y, en general, ninguno presenta más de una característica especial).

El cuadro siguiente muestra el tipo de información recolectada (el valor fue deflacionado por el IPC corregido Cortázar-Marshall):

	Canon	N° dorm.	N° baños	Teléfono	Otros
Promedio	89.092	3.21	1.61	0.45	0.51
Desviación estándar	18.539	0.51	0.48	0.50	0.50

Con esta información el siguiente paso fue tratar de extraer del precio de oferta los componentes "extras" respecto de la definición base: el cuarto dormitorio, el segundo baño completo, el teléfono, y otros.

Para ello se hizo una regresión entre el precio de oferta y todos los componentes medidos como distancia respecto de la definición. Previamente se realizó una regresión para determinar si, como es presumible, el número de baños es colineal con el número de dormitorios, lo cual es corroborado empíricamente. La regresión final omite número de baños y los resultados se presentan en el cuadro siguiente:

$$\text{Precio } (\$) = 71.972 + 5.960 \cdot \text{tel.} + 3.526 \cdot (\text{N}^\circ \text{dorm.} - 3) + 5.395 \cdot \text{Otros} \\ (12.34) \quad (4.01) \quad (2.70) \quad (3.89)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.68 \quad DW = 2.55 \quad DOF = 174 \quad \rho = 0.80 \quad (17.97)$$

La serie final de datos mensuales corregidos descuenta del valor original el costo imputado a cada ítem. Finalmente, el valor promedio simple de cada trimestre es presentado en el Cuadro 4.

	Trimestrales	Anuales
Promedio	82.939	82.939
Desviación estándar	16.537	15.013

V. Las series trimestrales

CUADRO 4

PRECIOS DE ACTIVOS
(En miles de pesos de 1989)

Año. Trim.	Precio de la tierra	Arrendos de casas	Precio de las casas
1975.1	332,750	81,418	5,618,289
1975.2	517,668	58,086	5,133,926
1975.3	224,934	57,355	4,643,194
1975.4	277,014	48,204	5,456,808
1976.1	343,997	51,129	5,936,427
1976.2	409,822	48,875	5,939,630
1976.3	313,414	58,668	5,790,198
1976.4	360,728	64,871	5,362,644
1977.1	375,822	58,908	5,629,357
1977.2	648,251	69,864	5,726,555
1977.3	494,863	80,177	6,711,955
1977.4	650,469	89,668	6,547,217
1978.1	509,904	88,061	5,999,387
1978.2	959,832	109,314	7,291,703
1978.3	383,427	107,701	7,619,317
1978.4	385,651	98,581	7,668,777
1979.1	814,483	95,417	8,303,172
1979.2	344,516	115,711	8,209,052
1979.3	582,627	125,819	9,664,583
1979.4	489,834	112,751	10,352,959
1980.1	512,591	103,036	11,701,924
1980.2	481,945	90,538	8,527,560
1980.3	707,641	94,929	8,182,570
1980.4	492,121	94,166	8,709,328
1981.1	450,469	96,885	11,930,382
1981.2	315,949	86,133	14,163,780
1981.3	324,451	86,939	12,012,039
1981.4	385,978	99,222	9,512,431
1982.1	417,783	88,417	7,425,820
1982.2	812,213	87,678	6,901,315
1982.3	795,095	86,340	6,031,271
1982.4	532,631	75,245	5,576,302
1983.1	592,895	77,933	4,864,024
1983.2	1,273,279	79,440	4,613,043
1983.3	776,015	73,856	5,106,420
1983.4	1,080,370	67,071	4,850,435
1984.1	1,163,486	65,395	4,654,538
1984.2	1,080,254	61,544	4,569,979
1984.3	1,370,379	69,042	4,685,962

UNA NOTA SOBRE LA CONSTRUCCION DE SERIES DE PRECIOS DE ACTIVOS REALES

CUADRO 4

PRECIOS DE ACTIVOS
(En miles de pesos de 1989)

(Continuación)

Año. Trim.	Precio de la tierra	Arrendos de casas	Precio de las casas
1984.4	1,398,737	64,266	5,079,293
1985.1	987,203	67,586	4,745,918
1985.2	850,053	71,526	4,796,122
1985.3	1,205,886	70,095	4,813,404
1985.4	1,096,492	69,624	4,566,039
1986.1	1,490,122	65,756	5,359,101
1986.2	1,155,898	75,664	5,161,224
1986.3	918,912	92,323	5,286,497
1986.4	604,294	88,189	7,573,859
1987.1	701,898	79,845	6,011,766
1987.2	1,249,570	91,279	4,762,902
1987.3	766,660	96,262	6,053,911
1987.4	882,199	86,981	6,332,768
1988.1	900,341	89,518	6,819,785
1988.2	1,366,294	95,454	6,868,445
1988.3	1,607,009	95,155	5,871,476
1988.4	1,392,258	94,721	5,401,385
1989.1	1,835,261	91,339	4,927,656
1989.2	1,331,204	84,531	5,150,645
1989.3	1,561,084	85,252	4,653,578
1989.4	1,050,652	86,568	4,533,521

Notas

¹ Se incluyó esta característica siempre que fuese acompañada de otras con el objetivo de, posteriormente, poder controlar su eventual efecto sobre el valor de la tierra.

² Ver Neier *et al.* (1982) para la derivación de los tests formales empleados en el Cuadro 2.

Referencias

MORANDE, F. G. (1992). "The Dynamics of Real Asset Prices, the Real Exchange Rate, Trade Reforms and Foreign Capital Inflows. Chile, 1976-1989", *Journal of Development Economics*, Vol. 39, pp. 111-139.