



**“RELACIÓN DE LARGO PLAZO ENTRE EL PRECIO DE LAS
VIVIENDAS Y SUS VARIABLES FUNDAMENTALES PARA LOS
DISTRITOS DE LA MOLINA, SAN BORJA, SAN ISIDRO Y SURCO
EN LIMA METROPOLITANA”**

**Trabajo de Investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Finanzas**

Presentado por

Sr. Efraín Chuquival Cisneros

Sr. Luis Maravi Sanchez

Sra. Liliana Ramos Márquez

Asesor: Profesor Jorge Eduardo Lladó Márquez

2015

Resumen ejecutivo

El *boom* inmobiliario ha provocado que los precios de las viviendas hayan ido creciendo rápidamente desde el 2004 hasta el primer trimestre del 2014 en un 25 % promedio anual, teniendo una disminución de dicho crecimiento a partir del segundo trimestre del 2014; esa reducción se acentuó a partir del tercer trimestre del mismo año.

Lo descrito en el párrafo anterior genera las siguientes interrogantes: ¿Acaso el precio de las viviendas ha estado creciendo de forma tan acelerada que la disminución es una muestra de que los precios se están sincerando o los precios no han estado siguiendo un patrón económico donde este dependa de variables fundamentales? ¿Han medido las empresas inmobiliarias esta disminución a nivel de sus flujos de cajas y con respecto a sus apalancamientos, dado que si bien hay una disminución del precio de las viviendas, el precio de los terrenos ha seguido aumentando?

El objetivo del presente trabajo es demostrar que, en el corto plazo, es probable que los precios de las viviendas en Lima Metropolitana (en los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco) no tengan relación con sus variables fundamentales (precio de alquileres, índice de construcción, precio de terrenos, tipo de cambio, tasas de interés en soles y dólares y los ingresos). Esto indicaría un desalineamiento temporal del precio respecto de sus variables fundamentales; sin embargo, en el largo plazo sí lo harían. Esta demostración de que en el largo plazo las variables están cointegradas se realizará usando el test de cointegración de Johansen, y mediante el vector de corrección de errores se demostrará que en el corto plazo las variables no están cointegradas.

El periodo muestral seleccionado abarca desde 2004Q1 hasta 2014Q3, dado que es el periodo en que se muestra un fuerte crecimiento y disminución del precio de las viviendas. La data ha sido obtenida del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), la Cámara Peruana de la Construcción (Capeco), el suplemento Urbanía del diario El Comercio, la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS) y el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Se optó por analizar el precio de las viviendas de los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco, debido a la disponibilidad de la data.

El resultado del modelo de Johansen muestra que en el largo plazo las variables precio de alquileres, índice de construcción, precio de terrenos, tipo de cambio y los ingresos explican el

comportamiento del precio de las viviendas; es decir, las variables están cointegradas. Por el contrario, las variables tasa de interés en soles y dólares no siguen el mismo comportamiento, por lo que no son consideradas para el test de Johansen.

Para finalizar, el vector de corrección de errores muestra que, en el corto plazo, dichas variables no están cointegradas.

Índice de contenidos

Índice de tablas.....	vi
Índice de gráficos	vii
Índice de anexos	viii
Capítulo I. Introducción	1
Capítulo II. Descripción del mercado.....	3
1. Oferta y demanda	5
Capítulo III. Variables fundamentales del sector inmobiliario	7
1. Variables fundamentales	7
1.1. Nivel de precio de viviendas	7
1.2. Alquileres	8
1.3. Costo de terreno	9
1.4. Costo de construcción	10
1.5. Tipo de cambio.....	11
1.6. Tasas de interés soles – dólares.....	12
1.7. Nivel de ingresos.....	13
Capítulo IV. Revisión de literatura	14
Capítulo V. Modelo de cointegración.....	16
1. Marco teórico	16
2. Metodología de cointegración de Johansen	16
2.1. Determinar el orden de integración de cada una de las series incluidas en el modelo.....	17
2.1.1. Pruebas para identificar la no estacionariedad	17
2.2. Especificar un vector autoregresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden 1 - I(1)	19

2.3. Aplicar el procedimiento de máxima verosimilitud al vector autoregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema	22
2.4. Estimar el modelo de vector de corrección de errores	23
3. Periodo muestral	23
Capítulo VI. Presentacion, análisis e interpretación de resultados	24
1. Cointegración – test de Johansen	24
2. Planteamiento de la hipótesis	30
3. Resultados de la prueba de máximo valor propio	31
4. Ecuación de cointegración (LPV)	32
5. Vector de corrección de errores	33
Conclusiones	37
Bibliografía	39
Anexos	41

Índice de tablas

Tabla 1.	Demanda y oferta en Lima Metropolitana al 2014.....	5
Tabla 2.	Resumen de correlogramas.....	24
Tabla 3.	Resumen prueba de raíz unitaria Dickey Fuller y Philip Perron	25
Tabla 4.	Resumen de supuestos de Johansen.....	26
Tabla 5.	Resumen de la estimación de Johansen.....	27
Tabla 6.	Prueba de la traza.....	31
Tabla 7.	Resultados de la Prueba Máximo Eigenvalue	32
Tabla 8.	Impacto de las variables fundamentales	33
Tabla 9.	Ecuaciones de relaciones de LPV con sus variables fundamentales	33
Tabla 10.	Modelo largo plazo - vector de corrección de errores	34
Tabla 11.	Modelo corto plazo: vector de corrección de errores	35
Tabla 12.	Modelo ajustado de corto plazo - vector de corrección de errores	36

Índice de gráficos

Gráfico 1.	Evolución de precio de viviendas trimestrales 2004Q1-2014Q3	1
Gráfico 2.	Unidades vendidas por año (en miles) 2008-2012	4
Gráfico 3.	Unidades vendidas por año (en miles) 2012-2014	4
Gráfico 4.	Precios de viviendas en Lima Top.....	8
Gráfico 5.	Precio de alquileres en Miraflores por m ²	9
Gráfico 6.	Precios promedios de terrenos en Surco, Miraflores, San Isidro y San Borja.....	10
Gráfico 7.	Índice de precios materiales de construcción	11
Gráfico 8.	Tipo de cambio	12
Gráfico 9.	Tasa de interés hipotecaria	13
Gráfico 10.	Nivel de ingresos en Lima Metropolitana	13
Gráfico 11.	Residuos del vector de corrección de errores modelo a largo plazo.....	34
Gráfico 12.	Residuos del vector de corrección de errores- modelo de corto plazo ajustado....	36

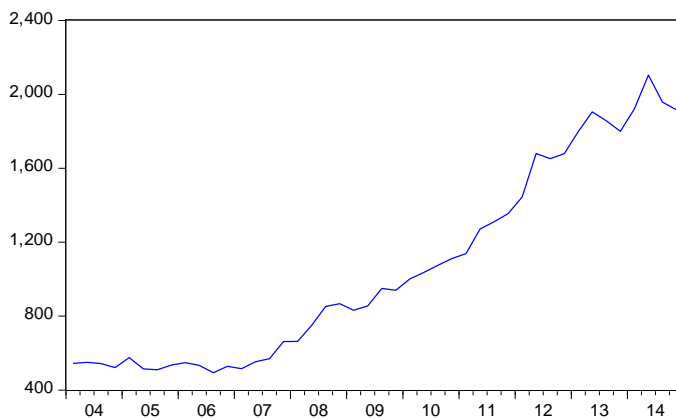
Índice de anexos

Anexo 1.	Pruebas informales para determinar la estacionariedad de las variables mediante gráficas y correlograma	42
Anexo 2.	Pruebas formales para determinar la estacionariedad de las variables mediante Test de raíz unitaria – Dickey Fuller aumentado.....	45
Anexo 3.	Cálculo del modelo Vectores Autoregresivos – VAR.....	51

Capítulo I. Introducción

En los últimos años, se ha elevado el precio de las viviendas en los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco, en Lima Metropolitana. En el gráfico 1 se muestra un incremento moderado del 2004 al 2007 y un crecimiento del 25% en promedio anual a partir del 2008 hasta el primer trimestre del 2014; se observa una disminución a partir del segundo trimestre del mismo año, lo que genera las siguientes preguntas: ¿Hubo una sobrevaloración del precio de las viviendas desde el 2007 al primer trimestre del 2014?, ¿qué está pasando con el precio de las viviendas a partir del segundo trimestre del 2014?, ¿se está sincerando el precio de las viviendas?

Gráfico 1. Evolución de precio de viviendas trimestrales 2004Q1-2014Q3



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2015.

El precio de los terrenos en los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco sigue incrementándose, lo que significa que las empresas del sector inmobiliario tendrían que elevar sus precios de venta para mantener sus márgenes. Por otro lado, si el precio de las viviendas está sufriendo una disminución, entonces los márgenes de dichas empresas están disminuyendo, lo que origina las siguientes interrogantes: ¿De qué manera impacta en la evolución del flujo de caja de las empresas?, ¿pueden soportar el pago de las obligaciones obtenidas por la compra de terrenos mediante créditos bancarios?

Asimismo, muchas personas realizaron inversiones en bienes raíces mediante la compra de viviendas, con la proyección de que el precio seguiría elevándose, pero en el contexto actual, en el que el precio de las viviendas está a la baja, surgen los siguientes cuestionamientos: ¿Qué pasa con el valor financiero de dichas inversiones?, ¿deben las personas liquidar sus inversiones

ante mayores pérdidas?, ¿influye esta variación negativa del precio de las viviendas en el precio de los alquileres?

Debido a las interrogantes nombradas anteriormente se cree conveniente estudiar el precio de las viviendas respecto de sus variables fundamentales, con el fin de analizar si existe un desalineamiento o solo es una caída de precios debido a la variación de la economía. Esto se realizará mediante el método de cointegración de Johansen.

Este trabajo toma como base la tesis realizada por Nicolás Desormeaux (2011) para obtener el grado de magister en economía en la Pontificia Universidad Católica de Chile, “¿Existe una relación de largo plazo entre el precio de las viviendas con sus variables fundamentales? Un análisis de Cointegración”, trabajo en el que se analiza si existe una burbuja inmobiliaria y se complementa con el trabajo de investigación de Fabrizio Orrego (2014), el cual está basado en el trabajo “Precios de viviendas en Lima”.

Una precisión en el desarrollo de la presente investigación ha sido la disponibilidad de la data, ya que inicialmente se consideró realizar el análisis para el precio de viviendas de todos los distritos del Cono Norte y Cono Este de Lima Metropolitana, pero la información histórica estaba incompleta, por ello se optó por analizar el precio de las viviendas de los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco.

En el segundo capítulo, se hará una descripción de mercado inmobiliario, detallando el motivo de la elección del periodo muestral en forma trimestral de 2004Q1 al 2014Q3, tomando en cuenta la mayor variación de crecimiento del precio de las viviendas.

En el tercer capítulo, se describirá cada una de las variables elegidas para el método de Cointegración y se explicará por qué fueron elegidas. En el cuarto capítulo, se comentará los documentos sobre los que se basa la presente tesis y cuáles son los aportes con respecto a estos. En el quinto capítulo, se comentará y describirá el modelo a utilizar. Finalmente, en el sexto capítulo se mostrarán los resultados del método utilizado, se comentarán los mismos y se harán las conclusiones respectivas.

Capítulo II. Descripción del mercado

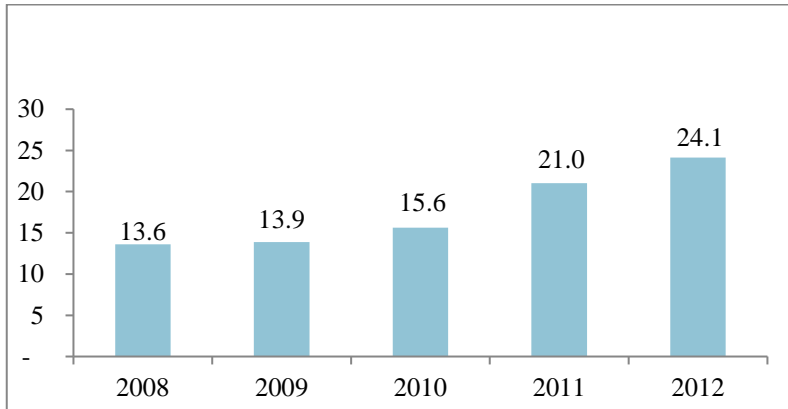
La existencia de un mercado inmobiliario se remonta a menos de veinticinco años atrás. En esa época, la autoconstrucción era la única solución a las necesidades habitacionales; la oferta formal de vivienda y la penetración hipotecaria eran prácticamente nulas. La crisis bancaria de 1997-1998 acentuó esa tendencia, y las pocas ventas de inmuebles eran al contado, a través de terrenos y casas.

Luego, con la creación del Fondo Mivivenda, en 1998, se empezó a generar una demanda efectiva que podía postular a un crédito y empezaron a crearse inmobiliarias, las cuales construían edificios de 5 pisos como máximo. En dicha etapa, la vivienda se dirigió mayoritariamente hacia los segmentos altos, los cuales compraban estas viviendas en dólares. La penetración hipotecaria apenas era el 1,7% del PBI.

Durante la primera mitad de la década pasada, la oferta se empezó a ampliar hacia viviendas de clase media; mientras que en los distritos de mayor poder adquisitivo los precios comenzaron a disminuir de los niveles de 1998. La morosidad cayó de 8,45% en el 2000 a 1,04% en el 2006, según la Asociación de Bancos del Perú (Asbanc).

A partir del 2007, coincidiendo con la mayor crecimiento de la economía y de los ingresos, la demanda efectiva creció explosivamente y las opciones de financiamiento mejoraron tanto para dependientes como independientes. Esto fue alimentado por la caída en la morosidad a menos de 1%. Asimismo, se empezaron a construir proyectos de mayor dimensión o mayores pisos, por parte de nuevas y más grandes inmobiliarias. En ese contexto, los precios empezaron a aumentar rápidamente, aunque recién en el año 2010, los precios (descontados de la inflación) se igualaron a los precios de 1998. Las ventas también crecieron rápidamente, llegando a su pico en el año 2012, y la oferta se amplió a todos los niveles socioeconómicos.

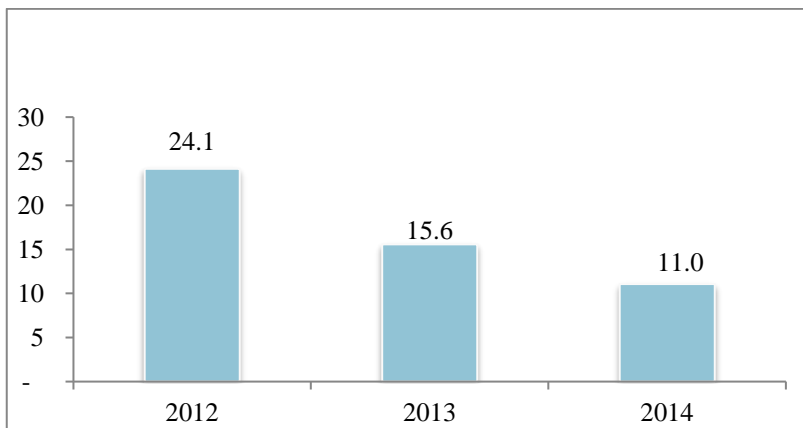
Gráfico 2. Unidades vendidas por año (en miles) 2008-2012



Fuente: Empresa consultora, Tasaciones Inmobiliarias (Tinsa), 2015.

Debido al temor de que se genere una posible burbuja inmobiliaria en el país, los reguladores, la SBS y el BCRP, establecieron mayores requisitos para la compra de viviendas, como el aumento de la cuota inicial para personas riesgosas y que buscan una segunda vivienda. Ello generó una caída pronunciada en las ventas durante el 2013 y 2014, acentuada por la desaceleración de la economía. El gráfico 3 muestra la caída de 30% en los dos últimos años.

Gráfico 3. Unidades vendidas por año (en miles) 2012-2014



Fuente: Empresa consultora, Tasaciones Inmobiliarias (Tinsa), 2015.

El primer semestre del año ha evidenciado una ligera recuperación de ventas, las cuales podrían superar en algún porcentaje menor a dos dígitos la venta del 2014. La morosidad ha venido aumentando levemente, aunque se mantiene en niveles bajos.

En Perú, se vive el llamado bono demográfico, con lo cual la demanda de vivienda aumenta. Asimismo, el déficit de viviendas, de acuerdo con el Plan Metropolitano de desarrollo urbano Lima y Callao 2035, es de 355.000 unidades en Lima Metropolitana.

Por otro lado, la cartera hipotecaria respecto al PBI es de 5,2%, mucho menor con respecto a otros países de la región (Chile: 19,3%, México: 9,8%), de acuerdo con Asbanc.

El mayor riesgo es que el mercado inmobiliario es bastante pro-cíclico. En épocas de bonanza económica, el sector mejoró de manera considerable, pero con la desaceleración de la economía, el sector ha sufrido de manera importante.

1. Oferta y demanda

Según datos de Capeco, la demanda efectiva en Lima (con deseo y capacidad de compra) para el 2014 se ubica en 443.544 familias, de las cuales solo 29.156 podrían encontrar inmuebles en oferta inmediata, por lo que la demanda insatisfecha sería de 419.496 viviendas.

Tabla 1. Demanda y oferta en Lima Metropolitana al 2014

Rango de precios	Demanda efectiva	Oferta inmediata	Demanda insatisfecha
De 4.000 a 15.000	34.407	0	34.407
De 15.000 a 20.000	38.124	4	38.120
De 20.000 a 30.000	77.855	80	77.775
De 30.000 a 50.000	95.651	1.337	94.314
De 50.000 a 80.000	99.673	9.091	90.582
De 80.000 a 100.000	40.424	4.439	35.985
De 100.000 a 120.000	15.159	3.031	12.128
De 120.000 a 150.000	20.212	3.418	16.794
De 150.000 a 200.000	19.452	2.648	19.391
Más de US\$ 200.000	2.587	5.108	0
Total Lima	443.544	29.156	419.496

Fuente: Capeco (2014), 2015.

En la tabla 1, se detalla la demanda insatisfecha según el rango de precios. Esta se concentra en los segmentos de US\$ 30.000 a US\$ 50.000 con 94.314 hogares, seguidos por el rango de US\$ 50.000 a US\$ 80.000 con un poco más de 90.000 familias.

Respecto a los NSE C y D, la dificultad es conseguir los datos en términos históricos. Tinsa registra información hasta el año 2008, lo que imposibilita correr cualquier modelo. Además, durante mucho tiempo la oferta fue nula, por lo que la información no hubiera sido correcta.

Capítulo III. Variables fundamentales del sector inmobiliario

1. Variables fundamentales

1.1. Nivel de precio de viviendas

Respecto de los precios de las viviendas en Lima Top¹, se puede observar una tendencia de crecimiento desde el año 2004, debido a la mayor demanda resultante de una mejora consistente de la situación económica del país.

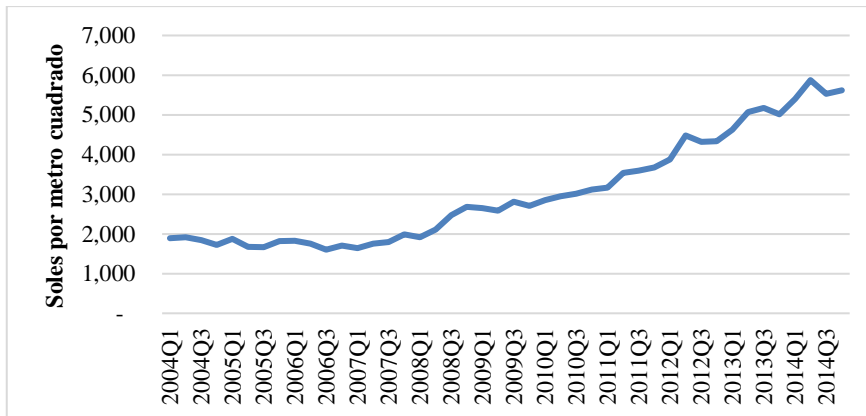
En la última década, el precio por metro cuadrado se ha triplicado, revalorizándose a tasas trimestrales promedio de 2,76%, según datos del BCRP, lo que ha generado que muchas de las personas que compran viviendas también lo hagan como opción de inversión y no solo para vivir en ellas.

Por otro lado, aún tenemos la oportunidad de viviendas baratas según palabras del ex ministro de vivienda, Milton Von Hesse, quien afirma que “si compráramos el precio por metro cuadrado en las principales ciudades del Perú, con ese nivel de precios per cápita, con otras ciudades del mundo similares ahí vamos a ver que todavía el precio de la vivienda en el Perú, aunque nos parezca caro, es relativamente barato”, además afirmó que “dentro de ese panorama, es claro que los precios han tendido a estabilizarse y hoy día están estables, no se vislumbra que por lo menos en el corto que esta tendencia se incremente”.

En el gráfico 4 se muestra un comportamiento sostenido de precios a la alza en los últimos diez años. No obstante, el último trimestre del año 2015, el cual no se ha incluido en el presente trabajo, ha lanzado resultados de estancamiento en los precios, en clara línea con lo afirmado por el exministro Von Hesse acerca de los precios aún baratos, hecho que se reafirma con el sinceramiento de los precios en los últimos meses del presente año.

¹ “Lima Top” es la clasificación según Capeco que comprende los distritos de Miraflores, San Isidro, La Molina, Santiago de Surco y San Borja.

Gráfico 4. Precios de viviendas en Lima Top



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2015.

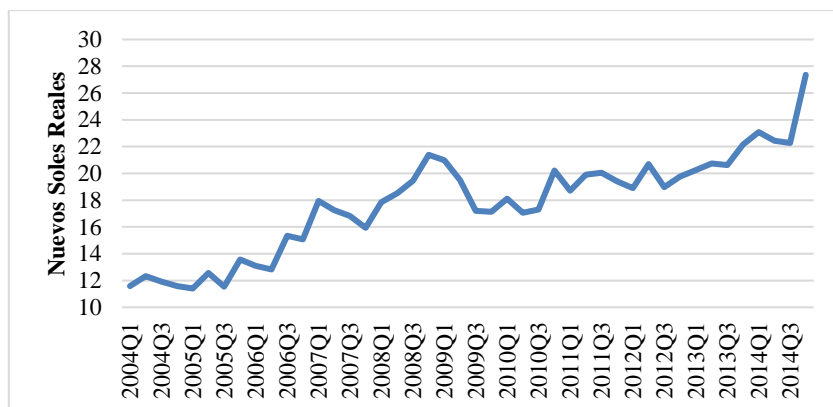
1.2. Alquileres

Para esta variable hemos tomado como referencia el precio de alquileres del distrito de Miraflores, que desde el 2004 se ha más que duplicado.

De acuerdo con Alfredo Rodríguez, country manager del portal inmobiliario Lamudi, “las personas (principalmente entre los 35 y 45 años) buscan alquilar viviendas céntricas. El negocio del alquiler ha crecido mucho, de hecho 6 de cada 10 personas que buscan una vivienda la alquilan y solo 4 la compran”, además agregó que el cálculo de los costos de vida al alquilar es mucho más fácil, puesto que el inquilino no tiene que preocuparse por otros costos de mantenimiento, impuestos prediales, seguros, hipotecas, entre otros.

En el gráfico 5, se muestra un aumento de los precios de alquiler por m² en el distrito de Miraflores. Se espera que este comportamiento continúe en línea con la salud de la economía peruana y además se mantendría, debido a que, según el jefe de producto de Urbania, Eduardo González – Prada, la demanda de los alquileres creció en Lima en general, porque las mayores tasas hipotecarias encarecieron la compra de los inmuebles.

Gráfico 5. Precio de alquileres en Miraflores por m²



Fuente: Urbania. Elaboración propia, 2015.

1.3. Costo de terreno

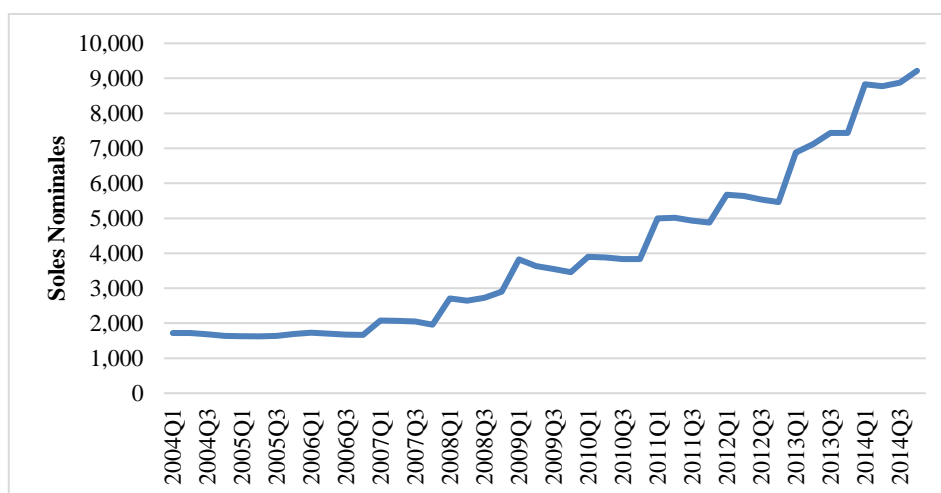
El costo de los terrenos se ha quintuplicado en la última década para pasar de S/. 1.700 por metro cuadrado en el 2004 a S/. 9.000, si tomamos en cuenta como referencia a los distritos de Miraflores, San Borja, San Isidro y Surco.

En los últimos años, según la empresa consultora Apoyo, la participación de los costos de terrenos ha pasado a representar 20% del total del costo del proyecto desde un 8% del año 2008.

Otra de las causas del aumento en el costo de los terrenos es la escasez de suelos en Lima para construir. Ello se refleja en el aumento del valor del m² de terrenos en los principales distritos de la capital. De acuerdo con la información registrada por Capeco, en el periodo 2008-2009 los terrenos en San Isidro eran los más costosos en la capital, con una sostenida tendencia al alza, seguido por Miraflores con similar comportamiento.

Según Humberto Martínez, presidente del Comité de obras y edificaciones de Capeco, “no es que la ciudad no tenga suelo. Lima es una ciudad todavía muy chata comparada con ciudades de similar tamaño y condiciones económicas en América Latina, tiene que crecer hacia arriba. La escasez de suelo se da porque no hay normas que promuevan el desarrollo inmobiliario formal”.

Gráfico 6. Precios promedios de terrenos en Surco, Miraflores, San Isidro y San Borja



Fuente: Capeco. Elaboración propia, 2015.

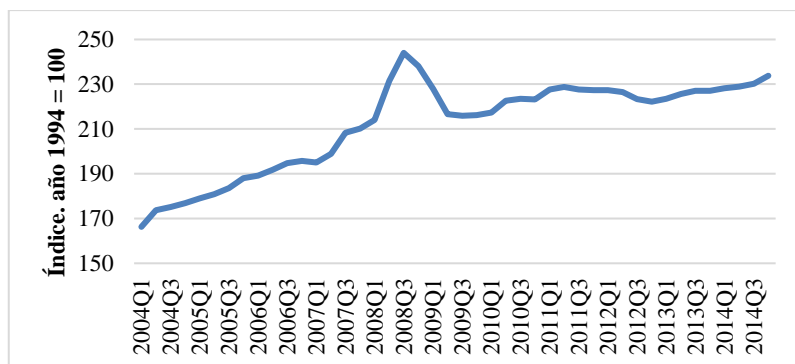
1.4. Costo de construcción

El crecimiento de los costos es el resultado de una mayor demanda de viviendas y aunque en los primeros 5 años desde el 2004 creció a un ritmo de 1,93% trimestralmente, esta velocidad de crecimiento se moderó en los siguientes 5 años para pasar a 0,1%.

A futuro, de acuerdo con el ex ministro de vivienda, Milton Von Hesse, el alza de materiales de construcción que se viene observando desde mediados del año 2014 no tendría sustento; se espera y estima que “el sector crezca en no menos de 10% en este 2015, pero este crecimiento no tiene por qué tener un efecto inflacionario en el precio de los materiales de construcción, ya que aún la demanda no alcanza el máximo de la oferta disponible”.

En la misma línea, el presidente de Capeco, Enrique Pajuelo, sostiene que “aunque en el 2014 los precios de los materiales de construcción treparon 2,95% en el 2014, no hay alguna razón aparente para que en este primer trimestre haya un incremento importante. Los precios deberían mantenerse para que se dinamice el sector, aunque muchas veces, cuando se trabaja con insumos importados, el costo crece, y más en un contexto de incremento del dólar”.

Gráfico 7. Índice de precios materiales de construcción



Fuente: INEI. Elaboración propia, 2015.

1.5. Tipo de cambio

El tipo de cambio es el precio de una divisa con respecto a otra; generalmente es la cantidad de moneda nacional que debe entregarse a cambio de una unidad de moneda extranjera.

En el gráfico se observa cómo desde el 2005 el tipo de cambio bajado consistentemente, efecto relacionado con el fortalecimiento de la economía peruana, para luego subir por efectos de la crisis financiera del 2007.

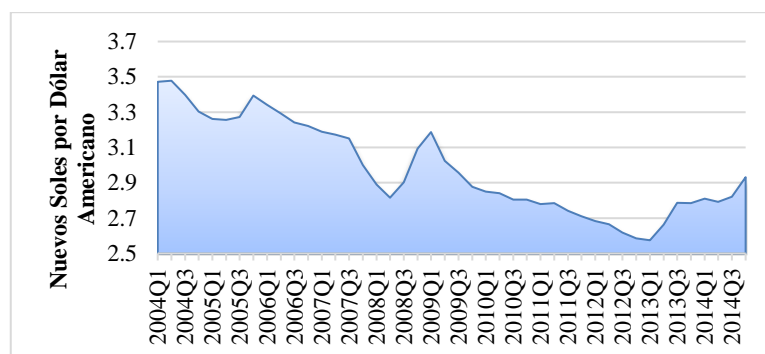
En el año 2008, una vez calmados los ánimos globales de los mercados, la tendencia fue hacia la baja para que nuevamente en el 2013, por efectos de la desaceleración de la economía peruana, comience a fortalecerse el dólar.

Esta variable es fuertemente temida por las empresas inmobiliarias, ya que les ocasiona pérdidas por el tipo de cambio. En su mayoría, los inmuebles son ofertados en soles, debido a que es la moneda en que la mayoría de personas perciben sus sueldos. Dichas pérdidas podrían ser mitigadas o controladas, mas no eliminadas, ya que para cubrirse mediante derivados incurrirían en costos si es que toman opciones, debido al pago de las primas.

Estos costos incurridos por la variación del tipo de cambio afectan a la empresas, trasladando este costo al precio final del inmueble, siempre y cuando el mercado soporte el traslado.

Según se observa en el gráfico 8, el tipo de cambio tiene un comportamiento alcista en los últimos meses, conducta que al tercer trimestre del 2015 se mantiene y está volviendo a los niveles de los años 2004 – 2005. En resumen, los factores que han alentado esta situación son el deterioro de la economía mundial y la proximidad de elecciones presidenciales en Perú.

Gráfico 8. Tipo de cambio



Fuente: BCRP. Elaboración propia, 2015.

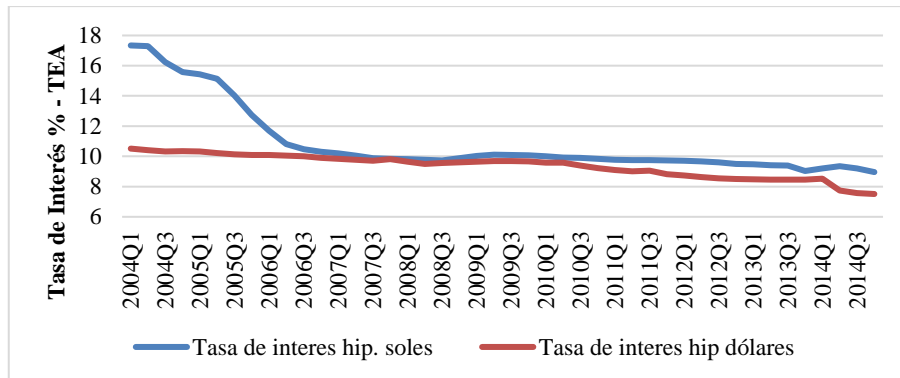
1.6. Tasas de interés soles – dólares

Para el análisis se comparó las dos tasas de interés principales:

- a. Tasa de interés hipotecario en moneda nacional
- b. Tasa de interés hipotecario en moneda extranjera

La tasa de interés hipotecaria ha venido descendiendo, debido a los esfuerzos del gobierno por solarizar las deudas hipotecarias y por el aumento de la demanda de estos productos. De igual manera, las tasas en dólares han disminuido como consecuencia del aumento de la demanda en productos hipotecarios en dólares.

Gráfico 9. Tasa de interés hipotecaria



Fuente: SBS. Elaboración propia, 2015.

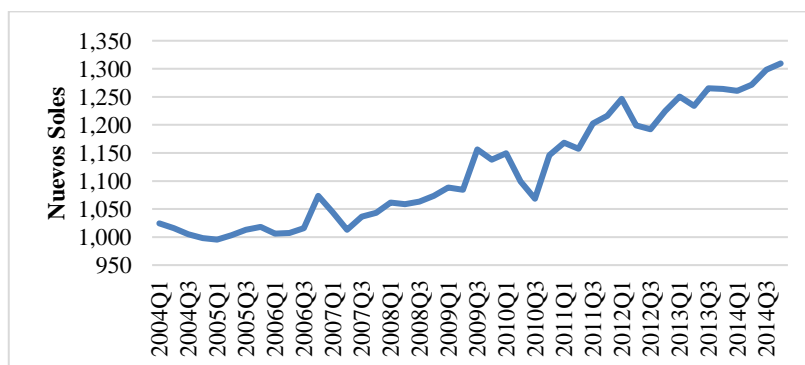
1.7. Nivel de ingresos

El gráfico muestra cómo ha venido creciendo consistentemente el nivel de ingresos en Lima Metropolitana, a la par con el crecimiento económico del país en los últimos años.

Según Maximixe, esta mejora en la población, tanto en Lima Metropolitana como en las regiones, se sustenta en el avance interanual que ha tenido el PBI desde setiembre del 2005. Por otro lado, pese al menor crecimiento que registró la economía peruana en el 2013, la movilidad social persiste en el país, impulsada por el avance del empleo y la mejora de los ingresos.

Un reciente estudio de Maximixe detalló que en el año 2013, un total de 203.500 hogares subieron de nivel socioeconómico en Lima Metropolitana.

Gráfico 10. Nivel de ingresos en Lima Metropolitana



Fuente: INEI. Elaboración propia, 2015.

Capítulo IV. Revisión de literatura

Varios trabajos de investigación han contribuido a la aplicación del test de hipótesis de cointegración al presente trabajo, que busca encontrar un equilibrio a largo plazo del precio de las viviendas y sus variables fundamentales.

Por ejemplo, Nicolás Desormeaux (2011) realizó su trabajo de investigación utilizando el método de cointegración de Engle y Granger, basado en un índice de precios de viviendas construidos bajo la metodología hedónica (Rosen 1974), donde se valora a un bien según los atributos que posea más que por el valor del bien, así los efectos de los atributos son reflejados en el precio, con el fin de poder identificar burbujas inmobiliarias y comprender el comportamiento del mercado inmobiliario en Santiago de Chile.

La tesis de Desormeaux (2011) muestra como resultado que no existe cointegración a largo plazo del precio de las viviendas con sus variables fundamentales al 1%; sin embargo, se menciona que al cambiar algunas especificaciones en el test de Johansen se podría identificar relaciones a largo plazo, por lo que concluye que existe evidencia en una cointegración mixta. Las variables fundamentales utilizadas en la tesis en mención son Arriendo, Imacec (indicador de actividad económica e ingreso del país), tasa de interés de los mutuos hipotecarios, índice de precio selectivo de consumo, costo de construcción y la población.

Por otro lado, Fabrizio Orrego (2014) utiliza el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990), para estimar la relación de equilibrio entre el precio por m² de las viviendas en Lima y sus fundamentos macroeconómicos desde 1998Q1 hasta el 2013Q4 mostrando como resultado que no hay evidencia de que el precio observado se encuentre desalineado respecto de sus fundamentos, así como la conclusión de no descuidar y monitorear factores externos como elevada liquidez internacional y desregulación financiera, que fundamenta sus bases en Ahearne *et al.* (2005), Claessens *et al.* (2011) y Kannan *et al.* (2011).

Los fundamentos macroeconómicos utilizados en la tesis de Orrego (2014) son la capitalización bursátil, el crédito hipotecario total, la cuenta corriente, los pasivos externos netos, los índices de costo de construcción, los índices de empleo, el índice imperio de la ley, los índices términos de intercambio, el índice tipo de cambio real bilateral, los ingresos reales, la rentabilidad real de fondo de pensiones, el estadístico de demografía y el precio de las viviendas.

Como se ha visto en esta sección, en el caso de Perú existe evidencia de que existe una relación a largo plazo entre el precio de las viviendas y sus variables fundamentales, lo cual se demostrará mediante el método del test de cointegración de Johansen.

Capítulo V. Modelo de cointegración

En este capítulo se realizará un análisis de cointegración entre las variables precio de venta (LPV), alquileres (LALQ), costo de terreno (LTER_S), índice de construcción (LIC), tipo de cambio (LTC), e ingresos totales (LYT), con el fin de identificar relaciones de largo plazo entre las variables descritas.

1. Marco teórico

Se afirma que una serie es estacionaria cuando su valor medio es estable y es conveniente porque las predicciones son más fáciles de obtener, a través de intervalos de confianza para las predicciones, la media se puede estimar con todos los datos y es posible utilizarla para predecir nuevas observaciones. El problema de realizar regresiones con series no estacionarias, cuyo valor medio cambia con el tiempo, es que arrojarían resultados espurios, es decir, sin sentido, debido a que se podrían obtener muy buenos resultados pero basados solamente en la tendencia.

Johansen parte de la premisa de que la mayoría de series temporales son no estacionarias, pero pueden estar cointegradas si alguna combinación lineal de ellas es estacionaria, es decir, se obtiene un término del error estacionario.

2. Metodología de cointegración de Johansen

Una serie es no estacionaria integrada de orden $I(d)$, siendo d las veces que se necesita diferenciar para que la variable sea estacionaria, una combinación lineal de k variables no estacionarias dará, por lo general, una variable no estacionaria, pero en algunos casos es posible que alguna combinación de ellas sea integrada de orden menor. Un caso común es cuando se tienen k variables de orden $I(1)$ y una combinación lineal de ellas es $I(0)$, es decir, estacionaria, a este caso se le llama cointegración e indica que en el largo plazo hay fuerzas económicas que tienden a empujarlas al equilibrio, de lo contrario, se trataría de una regresión espuria.

El proceso para realizar el test de cointegración de Johansen se realizará en el siguiente orden.

2.1. Determinar el orden de integración de cada una de las series incluidas en el modelo

En este primer punto se realizará pruebas informales como el análisis de gráfica y correlograma. Asimismo, se observará visualmente si las series presentan signos de estacionariedad, y mediante las pruebas formales del test de raíz unitaria - Dickey Fuller aumentado. A continuación se muestra el detalle de cada una de ellas.

2.1.1. Pruebas para identificar la no estacionariedad

- Pruebas informales

Representación gráfica de las series: Para hallar la no estacionariedad de las variables se tiene que graficar las series originales en logaritmos y ver si crecen o decrecen en forma monótona, si los *shocks* son persistentes o si, por el contrario, no se puede establecer un patrón de comportamiento definitivo. Con eso es posible intuir que son no estacionarias. Luego, se grafican sus primeras diferencias. Si la gráfica muestra que las primeras diferencias no se mueven alrededor del tiempo, sino alrededor de su media, varianza y covarianza es una serie estacionaria en primer orden (I(1)).

Correlograma de las series: Las autocorrelaciones de una serie de tiempo son las correlaciones de dicha serie con su valor pasado. El orden de la correlación está dado por k , donde k representa el número de periodos de rezago. Cuando $K = 1$, se confirma dicha autocorrelación. Por ejemplo, el orden de autocorrelación K th (ρ_k) es:

$$\rho_k = \frac{Cov(x_t, x_{t-h})}{\sigma_x^2} = \frac{E(x_t - \mu)(x_{t-h} - \mu)}{\sigma_x^2}$$

Nótese que se tiene la relación $Cov(x_t, x_{t-h}) \leq Var(x_t)$, siendo igual cuando $k=0$. Esto significa que el valor absoluto de ρ_k es menor o igual a 1.

El gráfico de ρ_k es el correlograma, el cual brinda una información importante del comportamiento de la autocorrelación. Un gráfico que desciende lentamente indica que las variables son series no estacionarias. Un gráfico que desciende rápidamente o cuasialeatorio es común de series estacionarias. Damodar Gujarati (2009) recomienda que la longitud de rezago sea entre la tercera o cuarta parte de la longitud de la serie de tiempo.

- Pruebas formales

Estadístico de Dickey-Fuller: este estadístico sugiere las siguientes ecuaciones para determinar la presencia de raíz unitaria en las series.

Y_t es una caminata aleatoria: $\Delta Y_t = \delta y_{t-1} + u_t$

Y_t es una caminata aleatoria con variaciones: $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t$

Y_t es una caminata aleatoria con variaciones alrededor de una tendencia estocástica:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + u_t$$

En las tres ecuaciones, t es el tiempo o la variable de tendencia.

En cada caso:

$H_0 = \delta = 0$, entonces existe raíz unitaria y la serie es no estacionaria.

$H_1 = \delta \neq 0$, entonces no existe raíz unitaria y la serie es estacionaria.

Estadístico de Dickey-Fuller aumentado, el test de Dickey-Fuller supone que el error u_t no está correlacionado. El estadístico de Dickey-Fuller aumentado incorpora dicha correlación.

Se puede calcular en cualquiera de las tres siguientes versiones:

- 1) Sin intercepto ni tendencia:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k y_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula es que $H_0: \pi = 0$ ($x_t \sim I(1)$) contra $H_0: \pi < 0$ ($x_t \sim I(1)$). Esta versión es bien estricta.

- 2) Con intercepto sin tendencia:

$$\Delta x_t = \alpha + \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k y_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula es que $H_0: \pi = 0 (x_t \sim I(1))$ contra $H_0: \pi < 0 (x_t \sim I(1))$. Esta versión es menos estricta.

3) Con intercepto y tendencia:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k y_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula es que $H_0: \pi = 0 (x_t \sim I(1))$ contra $H_0: \pi < 0 (x_t \sim I(1))$. Esta versión es menos estricta.

En las tres versiones, si no se puede rechazar la hipótesis nula ($\rho - \text{value} > 5\%$) la serie es no estacionaria y tiene raíz unitaria y si se rechaza ($\rho - \text{value} < 5\%$) la serie es estacionaria y tiene raíz diferente a 1.

Un inconveniente es como determinar el número (longitud) de rezagos (ρ) apropiados. Según Verbeek, si el número es muy pequeño o muy grande puede provocar que series estacionarias parezcan no estacionarias. Phillip-Perron recomiendan $\rho = \left\lfloor \left(\frac{N}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right\rfloor$, que para N que oscila entre 30 y 1.000 observaciones, arroja una cifra entre 3 y 6.

2.2. Especificar un vector autoregresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden 1 - I(1)

Se construirá el modelo VAR con las variables que resulten no estacionarias de orden I(1), y se realizará la prueba de estabilidad del modelo, el test de causalidad de Granger para determinar si una variable endógena puede ser tratada como una variable exógena. La prueba de exclusión de rezagos donde se analiza si los retardos tienen algún efecto significativo o no (en forma individual o conjunta) sobre el sistema del VAR, la prueba de longitud del rezago donde se identifica la longitud óptima del retardo que será utilizado en la prueba de cointegración, el análisis de los residuos mediante los correlogramas cruzados de los residuos; aquí se determinará la ausencia de autocorrelación. Se utilizará la prueba de autocorrelación de Pormanteau y la prueba de multiplicador de Lagrange – Breush Godfrey, para determinar si existe autocorrelación en los residuos hasta determinado orden; el test de normalidad, para determinar si los datos se ajustan a una distribución estándar normal, y el test de

heterocedasticidad, el cual parte del supuesto de la H0 donde los residuos son homocedásticos. A continuación, se detalla cada uno de ellos.

Vector autoregresivo: El modelo de vector autoregresivo (VAR) es solo una generalización de múltiples series de tiempo del modelo AR. El modelo VAR fue popularizado por Sims (1980) y también forma el punto de partida para el análisis de cointegración. El modelo VAR puede ser representado por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t$$

Donde $Y_t' = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ y A_1, A_2, \dots, A_p son $k \times k$ matrices y U_t es un vector de errores de k -dimensiones.

El modelo VAR se usa comúnmente para predecir sistemas interrelacionados de series temporales y para analizar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre el sistema de las variables.

Como se mencionó anteriormente, la longitud de rezago no puede ser ni muy grande ni muy pequeña. Calcular la longitud óptima es esencial como base para el cálculo de los vectores de cointegración.

Las herramientas para el cálculo de la longitud óptima de los rezagos son el estadístico de relación de probabilidad, el criterio de información de Akaike, Schwarz, Hannan Quinn, y la predicción final de error. El mejor modelo es aquel que minimiza el criterio de información o que maximiza el estadístico de relación de probabilidad o *likelihood ratio* (LR).

Asimismo, se pueden realizar otras pruebas para determinar la longitud óptima:

Prueba de estabilidad del VAR: Esta prueba permite confirmar si el VAR es estable y puede ser usado para la cointegración de Johansen. Consiste en examinar las raíces inversas del polinomio característico del VAR, los valores propios (*Eigenvalue*) de dichas raíces deben ser menores a 1 o caer dentro de un círculo unitario. Si se cumple lo anterior, el sistema es estable y estacionario.

Prueba de causalidad: Esta prueba determina si una variable exógena puede ser tratada como una variable endógena. Al igual que la anterior, el estadístico de prueba es W estadístico (Chi) de Wald con el siguiente planteamiento de hipótesis:

- H_0 = Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente no significativos diferentes de cero.
- H_1 = Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente significativos diferentes de cero.
- Regla de decisión: Si $\text{Prob} \leq 5\%$, rechace H_0 ; Si $\text{Prob} > 5\%$, no rechace H_0 .

Prueba de exclusión de retardos: Esta prueba analiza si los rezagos tienen efecto significativo o no (en forma conjunta o individual) sobre el sistema del VAR. El estadístico de prueba es W estadístico (Chi) de Wald con el siguiente planteamiento de hipótesis:

- H_0 = Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente no significativos diferentes de cero.
- H_1 = Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente significativos diferentes de cero.
- Regla de decisión: Si $\text{Prob} \leq 5\%$, rechace H_0 ; Si $\text{Prob} > 5\%$, no rechace H_0 .

Pruebas de residuo: La prueba de residuos se pueden realizar a través de:

Correlograma: Es una prueba que utiliza el estadístico Q. En el gráfico del correlograma se muestran barras que representan más o menos 2 veces el error estándar asintótico de las correlaciones rezagadas. El planteamiento de la hipótesis es: H_0 = ausencia de correlación, H_1 = presencia de autocorrelación. Se rechaza H_0 si el 5% o más de las barras caen fuera del intervalo de confianza; no rechazar si el 5% o más de las barras caen dentro del intervalo de confianza.

Estadístico multivariado Q de Box-Pierce/Ljung-Box: Esta prueba es válida solo para rezagos superiores al orden de rezago del VAR. Los valores de la probabilidad indican después de qué rezago los residuos son ruido blanco. El planteamiento de la hipótesis es H_0 = ausencia de autocorrelación hasta el rezago h, H_1 = presencia de autocorrelación hasta el rezago h. Se rechaza H_0 si la probabilidad es menor a 5%; no se rechaza H_0 si es mayor a 5%.

Prueba de Breush Godfrey o prueba de multiplicador de Lagrange (LM): Detecta autocorrelación de cualquier orden, especialmente en aquellos modelos sin o con variables dependientes rezagadas. Permite determinar si existe correlación en los residuos hasta un determinado orden. El planteamiento de la hipótesis es H_0 = ausencia de autocorrelación hasta el rezago h, H_1 = Presencia de autocorrelación hasta el rezago h. Se rechaza H_0 si la probabilidad es menor a 5%; no se rechaza H_0 si la probabilidad es mayor a 5%.

Test de normalidad o estadístico Jarque Bera: Usado para determinar si los residuos del modelo VAR se ajustan a una distribución normal. El estadístico de Jarque Bera analiza la relación entre el coeficiente de apuntamiento y la curtosis de los residuos de la ecuación estimada y los correspondiente de una distribución normal, de tal manera que si estas relaciones son suficientemente diferentes, se rechazará la hipótesis nula de normalidad. El planteamiento de la hipótesis es: $H_0 : JB = 0$ residuos son normales, $JB \neq 0$ residuos no son normales. Se rechaza H_0 si la probabilidad es menor a 5%; no se rechaza H_0 si la probabilidad es mayor a 5%.

Prueba de heteroscedasticidad de White sin términos cruzados: Otro supuesto del modelo de regresión lineal es que los términos errores tienen la misma varianza. Si este supuesto se satisface, los errores del modelo son homocedásticos; de lo contrario, son heteroscedásticos. El estadístico para esta prueba es F y $Chi = N \cdot R^2$ (número de observaciones por R^2). El planteamiento de la hipótesis es H_0 : residuos homocedásticos, H_1 : residuos heteroscedásticos. Se rechaza H_0 si la probabilidad es menor a 5%; no se rechaza H_0 si la probabilidad es mayor a 5%.

Si el modelo VAR cumple las pruebas anteriormente descritas, estará listo para aplicar el modelo de cointegración de Johansen.

2.3. Aplicar el procedimiento de máxima verosimilitud al vector autoregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema

En este punto, primero se determina el número de vectores de cointegración mediante la prueba de la traza (*trace test*) y la prueba de máximo valor propio (*Eigenvalue test*). Se plantean las siguientes hipótesis:

H_0 : $r = 0$ No existen vectores de cointegración

H_1 : $r = 1$ Existe un vector de cointegración

Regla de decisión: Se rechaza a H_0 cuando el valor del estadístico la Traza o el máximo valor propio es mayor que el valor crítico seleccionado, el cual normalmente es de 5%. Se acepta a H_0 cuando sucede lo contrario.

La hipótesis, si hubiera un segundo vector de cointegración, es:

H_0 : $r \leq 1$ Cuando más existe un vector de cointegración

H_1 : $r = 2$ Existe más de un vector de cointegración

2.4. Estimar el modelo de vector de corrección de errores

Los modelos de cointegración asumen que las variables son estacionarias; sin embargo, cuando las series son no estacionarias se sigue un procedimiento y tienen ciertas restricciones para que sean cointegradas en el largo plazo. No obstante, en el corto plazo podrían tener una desviación con respecto al equilibrio. Para que dicha desviación no crezca en el largo plazo, el proceso de cointegración considera la existencia de un proceso de ajuste denominado modelo de corrección de errores.

Explicación matemática:

Sean dos variables de tiempo X e Y que son I(1), entonces es posible encontrar un β tal que:

$$Y_t = \beta x_t + E_t$$

Donde E es estacionaria. La serie E es la porción de Y que no es atribuible a X, y mide el grado en el que X e Y están fuera del equilibrio.

La ecuación básica del modelo viene dada por:

$$\Delta Y_t = \alpha(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \gamma \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Desviación del equilibrio Cambio anterior en X Error

Donde:

- α estima la velocidad en la que se retorna al equilibrio después de una desviación. Si el modelo es apropiado para la situación, entonces se debe cumplir: $\alpha < 0$.
- β estima el efecto de largo plazo de un incremento de la variable X en Y.
- γ estima el efecto de corto plazo de un incremento anterior de la variable X en Y.

3. Periodo muestral

Se utilizará datos trimestrales, debido a la disponibilidad actual de la información, resaltando que no existen variaciones significativas que mes a mes distorsionen el resultado. El periodo muestral analizado es de 10 años que van desde el 2004Q1 hasta el 2014Q3, ya que es el último año cerrado disponible.

Capítulo VI. Presentación, análisis e interpretación de resultados

1. Cointegración – test de Johansen

Según el análisis de correlograma mostrado en el anexo 1 y en la tabla 2, se observa el decrecimiento lento en todas las variables, lo cual indica que las series son no estacionarias, lo que se corrobora con la prueba de Dickey Fuller – Test de Raíz Unitaria, en el anexo 2 y en la tabla 3, donde se observa que las variables precio de viviendas, alquiler, costo de terreno, costo de construcción y tipo de cambio son no estacionarias, siendo integradas de orden I(1).

Tabla 2. Resumen de correlogramas

Variables	Código	Correlograma	Rezago
Precio de venta	LPv	Decrece lento	14
Alquileres	LAlq	Decrece lento	11
Terrenos S/.	Lter_s	Decrece lento	14
Costo de construcción	Lic	Decrece lento	12
Tipo de cambio	Ltc	Decrece lento	13
Tasa interés S/.	Lint_s	Decrece lento	9
Tasa interés US\$	Lint_d	Decrece lento	14
Ingresos totales	Lyt	Decrece lento	14

Fuente: Elaboración propia, 2015.

Tabla 3. Resumen prueba de raíz unitaria Dickey Fuller y Philip Perron

Código	Modelo	Philip Perron			ADF		
		t-estadístico	Mck 5%	Prob	t-estadístico	Mck 5%	Prob
LPV	Intercepto	0.786288	-2.931404	0.9927	0.576449	-2.931404	0.9874
	Interc. y Tend	-2.884765	-3.51809	0.1773	-3.597933	-3.529758	0.0430
	Ninguna	2.837881	-1.948686	0.9985	2.70457	-1.948686	0.9979
LALQ	Intercepto	-0.78337	-2.931404	0.8137	-0.979619	-2.931404	0.7522
	Interc. y Tend	-2.619068	-3.51809	0.2743	-2.634476	-3.51809	0.2679
	Ninguna	2.007927	-1.948686	0.9881	1.58498	-1.948686	0.9705
LTER_S	Intercepto	1.062902	-2.931404	0.9966	-0.014283	-2.938987	0.9515
	Interc. y Tend	-4.690118	-3.51809	0.0026	-3.376079	-3.529758	0.0694
	Ninguna	4.597996	-1.948686	1.0000	2.287139	-1.949609	0.9937
LIC	Intercepto	-2.323368	-2.931404	0.1695	-2.257387	-2.935001	0.1902
	Interc. y Tend	-1.991569	-3.51809	0.5893	-2.163430	-3.520787	0.4968
	Ninguna	2.349767	-1.948686	0.9947	1.715574	-1.949097	0.9773
LTC	Intercepto	-1.825785	-2.931404	0.3634	-1.671901	-2.935001	0.4376
	Interc. y Tend	-0.736206	-3.51809	0.9636	-2.232504	-3.520787	0.4600
	Ninguna	-1.232751	-1.948686	0.1965	-0.862267	-1.949097	0.3364
LINT_S	Intercepto	-3.470115	-2.931404	0.0137	-3.792717	-2.933158	0.0059
	Interc. y Tend	-2.160628	-3.51809	0.4986	-3.472187	-3.520787	0.0556
	Ninguna	-2.435485	-1.948686	0.016	-1.723653	-1.948886	0.0802
LINT_D	Intercepto	1.95071	-2.931404	0.9998	1.376681	-2.931404	0.9986
	Interc. y Tend	-0.679785	-3.51809	0.9682	-0.67527	-3.51809	0.9686
	Ninguna	-3.055541	-1.948686	0.0031	-3.141852	-1.948686	0.0024
LYT	Intercepto	0.80554	-2.931404	0.993	-0.192997	-2.931404	0.9316
	Interc. y Tend	-3.987051	-3.51809	0.0166	-4.152161	-3.51809	0.0109
	Ninguna	3.750129	-1.948686	0.9999	1.559513	-1.948686	0.9689
LYU	Intercepto	1.086709	-2.931404	0.9968	0.05384	-2.931404	0.9582
	Interc. y Tend	-3.65576	-3.51809	0.0366	-3.86096	-3.51809	0.0226
	Ninguna	5.044216	-1.948686	1.0000	2.466543	-1.948686	0.9961

Fuente: Elaboración propia, 2015.

Con las variables no estacionarias integradas de orden I(1), se halla el modelo VAR y los rezagos óptimos, que cumplen con el criterio de estabilidad; los residuos no presentan

autocorrelación, presentan normalidad según el estadístico de Jarque Bera y son homocedásticos según la prueba de White. El detalle y los cálculos se encuentran en el anexo 3.

La ecuación de cointegración de Johansen se hallará en el programa econométrico Eviews 8.0, donde a través del VAR obtenido y los rezagos óptimos, se obtendrá el resumen de supuestos y estimaciones de Johansen, en el cual se encontrará cuál de las siguientes opciones brindadas tiene un mayor número de ecuaciones de cointegración.

Tabla 4. Resumen de supuestos de Johansen

Date: 07/20/15 Time: 19:57					
Sample: 2004Q1 2014Q4					
Included observations: 39					
Series: LPV LALQ LIC LTER_S LTC LYT					
Lags interval: 1 to 4					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	4	6	4	5	6
Max-Eig	4	6	4	5	6

Fuente: Elaboración propia, 2015.

Para la presente tesis se selecciona (intercepto y no tendencia) según información brindada en la tabla 4. Cabe mencionar que se obtienen 2 opciones similares; para el test se utilizó la opción sombreada, bajo otras especificaciones se hubiese encontrado un resultado similar.

De lo anterior se obtiene la estimación de Johansen con la opción mostrada en la tabla 4.

Tabla 5. Resumen de la estimación de Johansen

Sample (adjusted): 2005Q2 2014Q4						
Included observations: 39 after adjustments						
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)						
Series: LPV LALQ LIC LTER_S LTC LYT						
Lags interval (in first differences): 1 to 4						
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)						
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**		
None *	0.957868	278.8146	103.8473	0.0000		
At most 1 *	0.808866	155.3033	76.97277	0.0000		
At most 2 *	0.598614	90.76698	54.07904	0.0000		
At most 3 *	0.461023	55.16659	35.19275	0.0001		
At most 4 *	0.412298	31.06141	20.26184	0.0011		
At most 5 *	0.232727	10.33157	9.164546	0.0299		
Trace test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level						
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level						
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values						
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)						
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**		
None *	0.957868	123.5113	40.95680	0.0000		
At most 1 *	0.808866	64.53636	34.80587	0.0000		
At most 2 *	0.598614	35.60039	28.58808	0.0054		
At most 3 *	0.461023	24.10518	22.29962	0.0277		
At most 4 *	0.412298	20.72984	15.89210	0.0080		
At most 5 *	0.232727	10.33157	9.164546	0.0299		
Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level						
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level						
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values						
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
42.49732	108.8415	-77.91368	-25.38909	-162.5962	-286.3124	2174.770
71.71391	12.69913	97.91810	-55.87248	13.86256	-28.45358	-486.9631
51.80552	42.54046	-21.17639	-25.40574	-12.39487	-153.9719	882.0807
-42.70863	-57.23154	86.99390	10.74750	47.95260	214.6450	-1612.566
-21.85801	-9.775432	6.891667	0.011420	47.32236	146.6451	-916.9601
3.337417	-23.74171	41.81174	6.902246	41.46021	-26.60132	-98.24508
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):						
D(LPVS)	0.005010	-0.003773	0.000480	0.017772	-0.010420	-0.007413
D(LALQ)	-0.006078	0.029103	-0.028538	-0.006295	0.008432	-0.003626
D(LIC)	-0.003632	-0.001353	-0.002291	-0.001322	-6.20E-06	-0.002662
D(LTER_S)	0.006321	0.008648	-0.003619	-0.005211	0.006891	-0.007675
D(LTC)	-0.007723	0.006351	0.001322	0.000886	-0.004616	-0.002837
D(LYT)	0.002747	-0.004492	-0.003458	-0.001849	-0.004303	0.000719

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	685.5110			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
1.000000	2.561139 (0.12792)	-1.833379 (0.21706)	-0.597428 (0.04133)	-3.826034 (0.21104)	-6.737188 (0.38660)	51.17428 (3.41022)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LPV)	0.212917 (0.39405)					
D(LALQ)	-0.258313 (0.59281)					
D(LIC)	-0.154360 (0.07691)					
D(LTER_S)	0.268637 (0.26474)					
D(LTC)	-0.328208 (0.13600)					
D(LYT)	0.116742 (0.11347)					
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	717.7792			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
1.000000	0.000000	1.602994 (0.14634)	-0.792597 (0.05765)	0.491848 (0.14367)	0.074182 (0.31233)	-11.09579 (2.26767)
0.000000	1.000000	-1.341736 (0.07059)	0.076204 (0.02781)	-1.685922 (0.06930)	-2.659508 (0.15066)	24.31343 (1.09383)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LPV)	-0.057672 (0.76836)	0.497394 (1.01004)				
D(LALQ)	1.828767 (0.96527)	-0.291995 (1.26888)				
D(LIC)	-0.251365 (0.14782)	-0.412516 (0.19432)				
D(LTER_S)	0.888842 (0.48224)	0.797843 (0.63392)				
D(LTC)	0.127273 (0.22615)	-0.759931 (0.29728)				
D(LYT)	-0.205423 (0.19880)	0.241944 (0.26133)				

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	735.5794			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
1.000000	0.000000	0.000000	-0.370500 (0.15374)	1.642678 (0.52806)	-1.445027 (0.99982)	3.273998 (6.16157)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.277099 (0.13209)	-2.649189 (0.45370)	-1.387902 (0.85902)	12.28565 (5.29390)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.263318 (0.10021)	-0.717925 (0.34421)	0.947732 (0.65172)	-8.964342 (4.01635)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LPV)	-0.032789 (0.90456)	0.517827 (1.08338)	-0.769991 (1.16969)			
D(LALQ)	0.350323 (0.85512)	-1.506030 (1.02416)	3.927623 (1.10576)			
D(LIC)	-0.370049 (0.16334)	-0.509974 (0.19562)	0.199065 (0.21121)			
D(LTER_S)	0.701333 (0.55978)	0.643869 (0.67044)	0.430961 (0.72386)			
D(LTC)	0.195752 (0.26399)	-0.703699 (0.31618)	1.195652 (0.34137)			
D(LYT)	-0.384558 (0.21578)	0.094846 (0.25843)	-0.580692 (0.27902)			
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	747.6320			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	7.080758 (6.58051)	-3.126176 (5.68257)	5.196164 (46.7442)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	1.417983 (4.27207)	-2.645243 (3.68913)	13.72325 (30.3464)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	3.146969 (4.12182)	-0.247076 (3.55938)	-7.598240 (29.2791)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	14.67768 (16.6445)	-4.537516 (14.3733)	5.188035 (118.233)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LPV)	-0.791810 (0.84540)	-0.499296 (1.03262)	0.776071 (1.21528)	0.262417 (0.53144)		
D(LALQ)	0.619159 (0.91503)	-1.145777 (1.11766)	3.380026 (1.31537)	-0.814340 (0.57520)		
D(LIC)	-0.313608 (0.17407)	-0.434341 (0.21262)	0.084100 (0.25023)	0.211796 (0.10943)		
D(LTER_S)	0.923898 (0.59201)	0.942116 (0.72311)	-0.022385 (0.85102)	-0.607747 (0.37215)		
D(LTC)	0.157921 (0.28679)	-0.754393 (0.35030)	1.272709 (0.41226)	-0.182848 (0.18028)		
D(LYT)	-0.305581 (0.22930)	0.200678 (0.28008)	-0.741560 (0.32962)	0.249229 (0.14414)		

5 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	757.9969			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-5.103732 (0.38010)	27.70165 (2.66228)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-3.041266 (1.00895)	18.23017 (7.06690)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-1.125980 (0.52819)	2.404089 (3.69959)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-8.636785 (1.63789)	51.83960 (11.4721)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.279286 (0.26244)	-3.178401 (1.83817)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LPV)	-0.564046 (0.80743)	-0.397435 (0.96900)	0.704259 (1.13837)	0.262298 (0.49731)	-0.513777 (1.30807)	
D(LALQ)	0.434851 (0.90088)	-1.228204 (1.08114)	3.438137 (1.27011)	-0.814243 (0.55486)	1.842665 (1.45945)	
D(LIC)	-0.313473 (0.17767)	-0.434281 (0.21322)	0.084058 (0.25048)	0.211796 (0.10943)	0.536569 (0.28783)	
D(LTER_S)	0.773268 (0.56974)	0.874751 (0.68374)	0.025107 (0.80325)	-0.607668 (0.35091)	-0.786843 (0.92299)	
D(LTC)	0.258818 (0.25983)	-0.709270 (0.31182)	1.240897 (0.36633)	-0.182901 (0.16003)	1.151434 (0.42094)	
D(LYT)	-0.211524 (0.19745)	0.242742 (0.23696)	-0.771215 (0.27837)	0.249180 (0.12161)	-0.758381 (0.31987)	

Fuente: Elaboración propia, 2015.

El método de S. Johansen utiliza las siguientes pruebas para determinar el número de vectores de cointegración: la prueba de la traza y la prueba del máximo valor propio.

2. Planteamiento de la hipótesis

Al obtener el resultado de la estimación, se procede a realizar el planteamiento de las hipótesis mediante la prueba de la traza y máximo valor propio, donde:

H0: $r=0$ no existen vectores de cointegración. Se rechaza esta hipótesis cuando el valor del estadístico traza sea mayor que el valor crítico seleccionado, normalmente de 5%.

Tabla 6. Prueba de la traza

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: LPV LALQ LIC LTER_S LTC LYT				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.957868	278.8146	103.8473	0.0000
At most 1 *	0.808866	155.3033	76.97277	0.0000
At most 2 *	0.598614	90.76698	54.07904	0.0000
At most 3 *	0.461023	55.16659	35.19275	0.0001
At most 4 *	0.412298	31.06141	20.26184	0.0011
At most 5 *	0.232727	10.33157	9.164546	0.0299
Trace test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fuente: Elaboración propia, 2015.

La tabla muestra que hasta la hipótesis “At most 5”, los valores de la traza son mayores al valor crítico seleccionado, por lo tanto, hay más de cinco vectores de cointegración.

3. Resultados de la prueba de máximo valor propio

La hipótesis nula de esta prueba es:

H0: $r=0$ no existen vectores de cointegración. Se rechaza esta hipótesis cuando el valor del máximo valor propio sea mayor que el valor crítico seleccionado, normalmente el de 5%.

Tabla 7. Resultados de la Prueba Máximo Eigenvalue

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.957868	123.5113	40.95680	0.0000
At most 1 *	0.808866	64.53636	34.80587	0.0000
At most 2 *	0.598614	35.60039	28.58808	0.0054
At most 3 *	0.461023	24.10518	22.29962	0.0277
At most 4 *	0.412298	20.72984	15.89210	0.0080
At most 5 *	0.232727	10.33157	9.164546	0.0299

Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fuente: Elaboración propia, 2015.

La tabla muestra que hasta la hipótesis “At most 5” los valores del máximo valor propio son mayores que los valores críticos seleccionados, por lo que se concluye que hay cinco vectores de cointegración.

4. Ecuación de cointegración (LPV)

Muestra que existe evidencia de cointegración a largo plazo con el precio de las viviendas. Se observa que la variable alquileres, índices de construcción (IC), terrenos soles (LTER_S), e ingresos totales (LYT) impactan de forma positiva; mientras que la variable tipo de cambio (LTC) impacta negativamente, de acuerdo con la lógica económica. Cabe mencionar que los alquileres en el Perú no se enmarcarían como sustitutos, por ello el impacto ante un cambio en los alquileres influenciará en la misma dirección.

$$LPV = 0.33563207*LALQ + 0.90654044*LIC + 0.11818592*LTER_S - 3.6548427*LTC + 1.0207464*LYT - 1.66034979$$

Tabla 8. Impacto de las variables fundamentales

T	Nombre Variables	Código	Impacto	Fuente	Unidades
I	Precios de viviendas	Pv		BCRP	Soles por m ²
D	Alquileres	Alq	+	Urbanía	Soles reales
D	Terrenos Soles	Ter_s	+	Capeco/ BCRP	
D	Tipo de Cambio	Tc	-	BCRP	S/. Por dólar
D	Costos Construcción	IC	+	INEI	año 1994 = 100
D	Ingresos Total	Yt	+	INEI	Soles por mes

Fuente:Elaboración propia, 2015.

Se obtienen las ecuaciones de relaciones de LPV con sus variables fundamentales, partiendo de los cinco vectores de cointegración.

Tabla 9. Ecuaciones de relaciones de LPV con sus variables fundamentales

$lpv-5.103732*lyt+27.70165$
$lpv+18.2742135*ltc-30.3811286$
$lpv-0.5909296*lter_s-2.93190466$
$lpv-4.53270218*lic+16.8046306$
$lpv-1.67816035*lalq-2.89149838$

Fuente: Elaboración propia, 2015.

5. Vector de corrección de errores

Para corregir la posibilidad de que, en el corto plazo, exista un desalineamiento que impacte en la ecuación de largo plazo, se ajustará el modelo con el vector de corrección de errores.

Residuos:

$$res1=lpv-5.103732*lyt+27.70165$$

$$res2=lpv+18.2742135*ltc-30.3811286$$

$$res3=lpv-0.5909296*lter_s-2.93190466$$

$$res4=lpv-4.53270218*lic+16.8046306$$

$$res5=lpv-1.67816035*lalq-2.89149838$$

Modelo largo plazo:

ls d(lpv) res3 res4 d(Iter_s(-1))

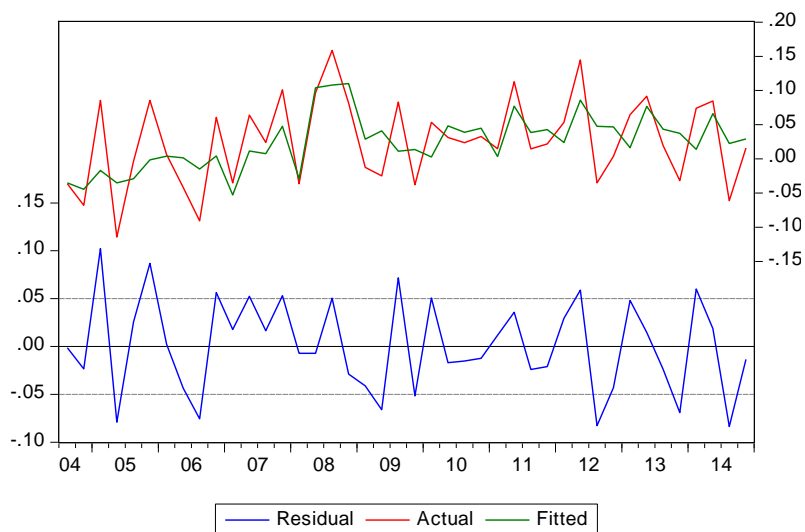
Tabla 10. Modelo largo plazo - vector de corrección de errores

Dependent Variable: D(LPV)				
Method: Least Squares				
Date: 08/14/15 Time: 20:56				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q4				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES3	0.368055	0.076844	4.789660	0.0000
RES4	-0.119438	0.031336	-3.811523	0.0005
D(LTER_S(-1))	0.162370	0.080276	2.022638	0.0500
R-squared	0.398825	Mean dependent var		0.025636
Adjusted R-squared	0.367995	S.D. dependent var		0.062880
S.E. of regression	0.049989	Akaike info criterion		-3.085284
Sum squared resid	0.097457	Schwarz criterion		-2.961165
Log likelihood	67.79096	Hannan-Quinn criter.		-3.039789
Durbin-Watson stat	2.428221			

Fuente: Elaboración propia, 2015.

La tabla 10 muestra que las variables seleccionadas son significativas, por lo que el modelo es correcto y sí hay un vector de corrección de errores en el largo plazo.

Gráfico 11. Residuos del vector de corrección de errores modelo a largo plazo



Fuente: Elaboración propia, 2015.

El gráfico 11 muestra que la variable LPV está cointegrada con sus variables fundamentales (LALQ, LIC, LTER_S, LTC y LYT) en el largo plazo.

Modelo de corto plazo:

ls d(lpv) res3(-1) res4(-1) d(lter_s(-1))

Tabla 11. Modelo corto plazo: vector de corrección de errores

Dependent Variable: D(LPVS)				
Method: Least Squares				
Date: 08/14/15 Time: 21:02				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q4				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES3(-1)	0.112202	0.090814	1.235520	0.2240
RES4(-1)	-0.035289	0.037163	-0.949580	0.3482
D(LTER_S(-1))	0.268514	0.095937	2.798869	0.0079
R-squared	0.072784	Mean dependent var		0.025636
Adjusted R-squared	0.025235	S.D. dependent var		0.062880
S.E. of regression	0.062082	Akaike info criterion		-2.651984
Sum squared resid	0.150311	Schwarz criterion		-2.527865
Log likelihood	58.69167	Hannan-Quinn criter.		-2.606490
Durbin-Watson stat	2.370561			

Fuente: Elaboración propia, 2015.

La tabla 11 muestra que RES3(-1) y RES4(-1) no son significativas (Prob. > 0.05), por lo que no pueden ser consideradas en el modelo de corto plazo.

Modelo ajustado de corto plazo:

d(lpv) d(lter_s(-1))

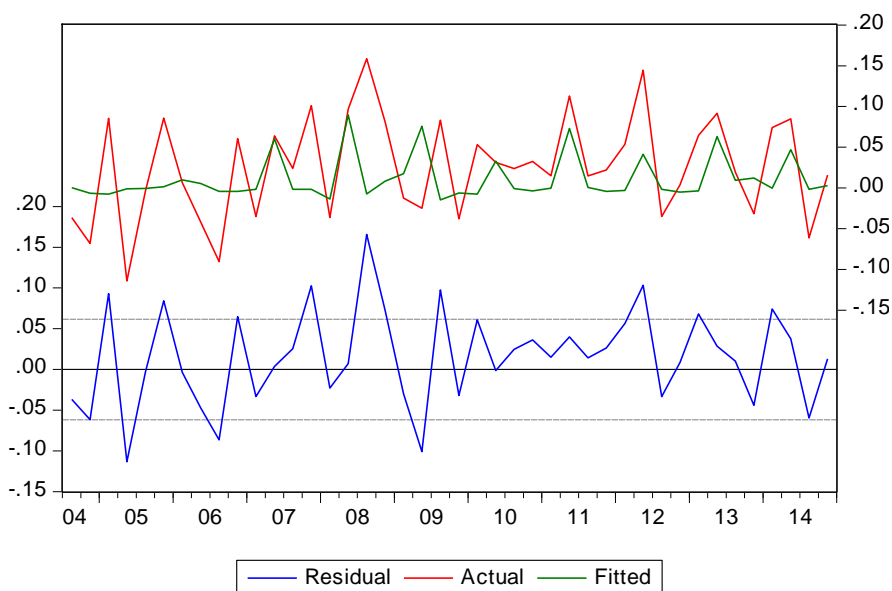
Tabla 12. Modelo ajustado de corto plazo - vector de corrección de errores

Dependent Variable: D(LPV)				
Method: Least Squares				
Date: 08/14/15 Time: 21:07				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q4				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTER_S(-1))	0.274278	0.092913	2.951996	0.0052
R-squared	0.034867	Mean dependent var		0.025636
Adjusted R-squared	0.034867	S.D. dependent var		0.062880
S.E. of regression	0.061774	Akaike info criterion		-2.707142
Sum squared resid	0.156458	Schwarz criterion		-2.665769
Log likelihood	57.84999	Hannan-Quinn criter.		-2.691978
Durbin-Watson stat	2.157062			

Fuente: Elaboración propia, 2015.

Como se puede observar en la tabla, la variable d (LTER_S) es significativa, por lo que el modelo es correcto.

Gráfico 12. Residuos del vector de corrección de errores- modelo de corto plazo ajustado



Fuente: Elaboración propia, 2015.

La variable LPV está cointegrada con la variable LTER_S en el corto plazo.

Conclusiones

En el presente trabajo de investigación se demuestra que las variables precio de venta, alquileres, costo de terreno, índice de construcción, tipo de cambio e ingresos totales para los distritos de La Molina, San Borja, San Isidro y Surco se encuentran cointegradas, según los resultados mostrados en la prueba de Johansen. Esto brinda evidencia de que existe una relación a largo plazo entre las variables mencionadas y que los precios tenderán a normalizarse.

En el último año analizado se puede observar una caída de precios respecto de años anteriores; para las personas que han invertido en vivienda entre el 2007 y el segundo trimestre del 2014, es posible que no vean afectada su inversión a largo plazo, ya que si bien el precio está bajando y alineándose con sus variables fundamentales, al estar alineado en el largo plazo, los precios podrían volver a subir, dependiendo de cómo se encontrará la dinámica de la economía que afecta a las variables fundamentales del precio, como el ingreso al índice de construcción y el precio de los terrenos que afectan en la misma dirección al precio de las viviendas y al tipo de cambio que lo afecta en dirección contraria.

Las expectativas para el sector inmobiliario aún son fuertes, debido a que aún se puede observar una brecha de oportunidad en otros sectores, según las cifras de demanda y oferta de Capeco, también se espera que en los próximos años se aumente considerablemente los grupos demográficos en edades que demandan vivienda, respaldando un mayor dinamismo en todo el sector inmobiliario (INEI 2015: 6).

La ecuación de cointegración resultante muestra que el precio de los alquileres se mueve en la misma dirección, por lo que la hipótesis de que el precio de alquileres es un sustituto del precio de las viviendas se rechaza y se concluye que en el caso de los distritos en estudio comprar una vivienda es una inversión cuyos flujos de retorno de la inversión podrían ser los del alquiler de las viviendas adquiridas. Sin embargo, existe una restricción: el precio de los alquileres debe estar en relación al poder adquisitivo, de lo contrario nadie querría alquilar.

Los resultados de la presente tesis muestran que, a diferencia de la tesis de Nicolás Desormeaux (2011), la cual concluye que en Chile el precio de las viviendas construidas bajo el método hedónico no está cointegrada en el largo plazo con sus variables fundamentales al 1% , y que si se realiza una variación al modelo planteado podría encontrarse una relación a largo plazo, mostrando evidencia de una cointegración mixta. En el caso de Perú, hay evidencia que existe

cointegración en el largo plazo del precio de las viviendas con las variables fundamentales planteadas, siendo similar a la conclusión del trabajo de estudio de Fabrizio Orrego (2014), el cual indica que hay indicios suficientes para que el precio de las viviendas esté cointegrado con las variables fundamentales macroeconómicas planteadas en dicho trabajo. Para ello se recomienda que no se descuiden y se monitoreen los factores externos, y los factores internos, debido a que se pueden producir cambios negativos en el exterior y políticas estratégicas.

Bibliografía

Apoyo Consultoría (2013). “Lima Metropolitana: El Mercado Inmobiliario de Viviendas”. Sección SAE. En: adiperu.pe. Octubre de 2013. Fecha de consulta: 04/05/2015. <http://adiperu.pe/wp-content/uploads/ADI_APOYO_06NOV.pdf>.

Asociación de Bancos del Perú (2014). “Créditos hipotecarios en soles crecieron en Noviembre” Informe de prensa. Diciembre del 2014. Departamento de estudios económicos, ASBANC. Fecha de consulta: 02/2015. <http://www.asbanc.com.pe/Informes%20de%20Prensa/CR%C3%89DITOS_HIPOTECARIOS_Noviembre_2014_20141223123257742.pdf>.

Cámara Peruana de la Construcción (2014). *XIX Estudio “El Mercado de Edificaciones Urbanas en Lima Metropolitana y el Callao”*, p. 55-68, 110-125. Lima.

Contreras, Javier (2015). “Cada vez están más caros los materiales de construcción en Lima”. Sección Temas del día. En: *Diario La República*. 15 de marzo del 2015. Fecha de consulta: 04/05/2015. <<http://larepublica.pe/15-03-2015/cada-vez-estan-mas-caros-los-materiales-de-construccion-en-lima>>.

Diario Gestión (2014). “Precio de la vivienda en Perú está relativamente barato, según ministro Von Hesse”. Sección Inmobiliaria. En: *Diario Gestión*. 31 de julio del 2014. Fecha de consulta: 04/05/2015. <<http://gestion.pe/inmobiliaria/precio-vivienda-peru-esta-relativamente-barato-segun-ministro-von-hesse-2104377>>.

Diario Perú21 (2014). “Más hogares suben de nivel socioeconómico”. Sección Portada. En: *Diario Perú21*. 19 de febrero del 2014. Fecha de consulta: 04/05/2015. <<http://peru21.pe/opinion/mas-hogares-suben-nivel-socioeconomico-2170681>>.

G.S. Maddala y In-Moo Kim (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural change*. Cambridge University Press.

Gilvonio, Sonia (2011). “Los precios de las viviendas suben en 14 distritos”. Sección Blog Inmobiliario del Perú. En: *Urbania*. 31 de marzo del 2011. Fecha de consulta: 04/05/2015. <<http://gestion.pe/noticia/735638/precios-viviendas-suben-14-distritos>>.

Gujarati, Damodar N. y Porter, Dawn C. (2009). *Basic Econometrics*. 5ª ed. McGraw- Hill.

Montero, Carmen (2014a). “Aumenta la demanda por alquiler de inmuebles en Lima”. Sección Blog Inmobiliario del Perú. En: *Urbania*. 5 de diciembre del 2014. Fecha de consulta: 04/04/2015. <<http://urbania.pe/blog/mercado-inmobiliario-2/aumenta-la-demanda-por-alquiler-de-inmuebles-en-lima/>>.

Montero, Carmen. (2014b). “Rentabilidad de alquileres cae en Miraflores y San Borja”. Sección Inmobiliaria. En: *Diario Gestión*. 23 de enero del 2014. Fecha de consulta: 04/05/2015. <<http://gestion.pe/inmobiliaria/rentabilidad-alquileres-cae-miraflores-y-san-borja-2087092>>.

Montero, Roberto (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. España: Universidad de Granada.

Orrego, Fabrizio (2014). “Precios de Viviendas en Lima”. Sección Estudios Económicos. En: bcrp.gob.pe. 12 de de diciembre del 2014. Fecha de consulta: 01/04/2015. <<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/28/ree-28-orrego.pdf>>.

Instituto Peruano de la Planificación (2014). *Plan Metropolitano de desarrollo urbano Lima y Callao 2035*. Lima.

DeFusco, Richard; McLeavey, Dennis; Pinto, Jerald y Runkle, David (2007). *Quantitative Investment Analysis*. CFA Institute Investment Series. 2ª ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Tinsa (2014). *Informe de Coyuntura Inmobiliaria 3T 2014*. Fecha de consulta: 03/2015. <www.tinsa.com.pe/pdf/incoin/NEWSLETTER_LIMA_METROPOLITANA_4T_2014.pdf>.

Anexos

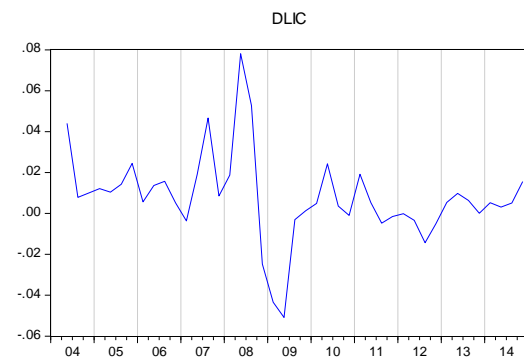
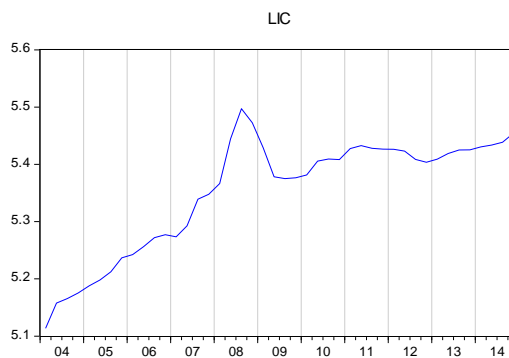
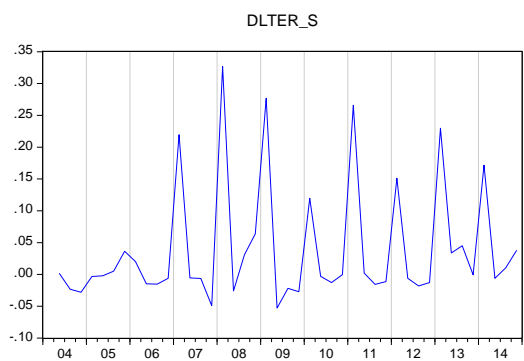
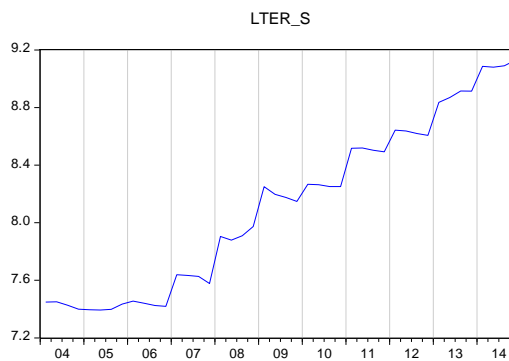
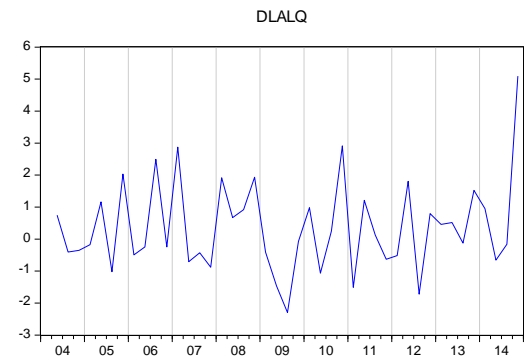
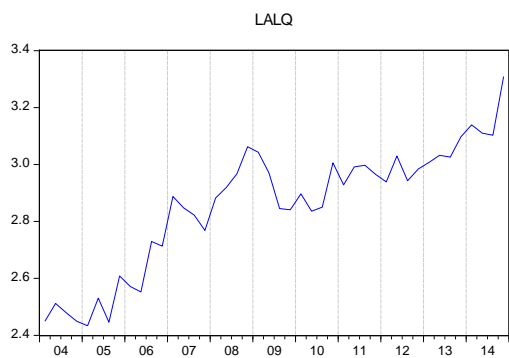
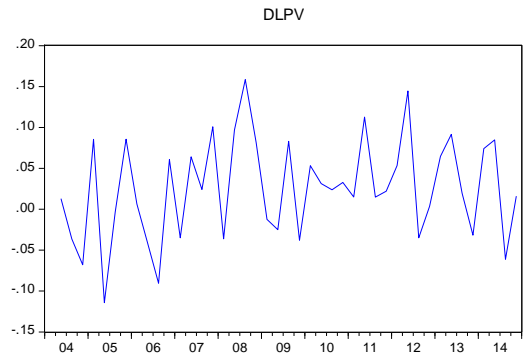
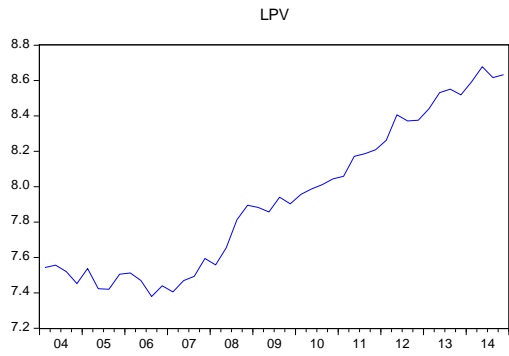
Anexo 1. Pruebas informales para determinar la estacionariedad de las variables mediante gráficas y correlograma

1. Gráficas de las variables

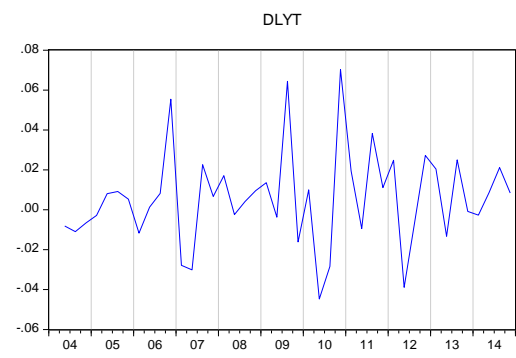
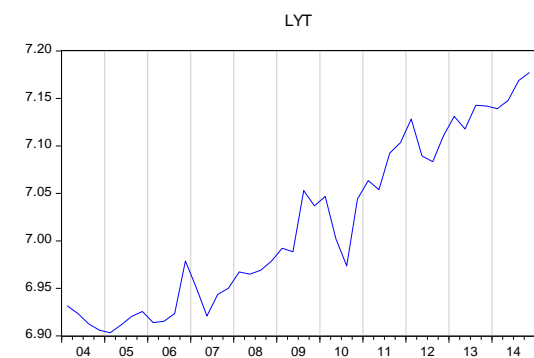
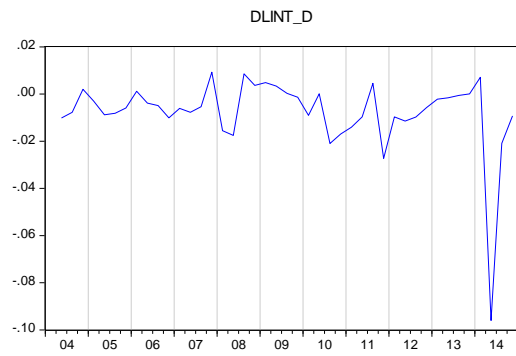
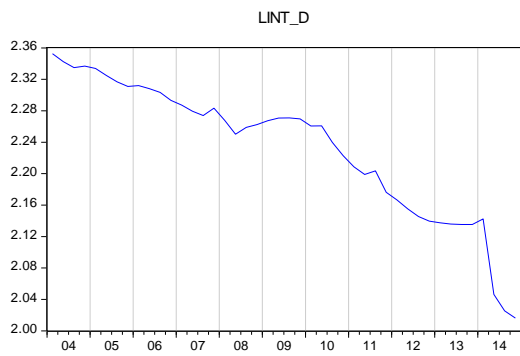
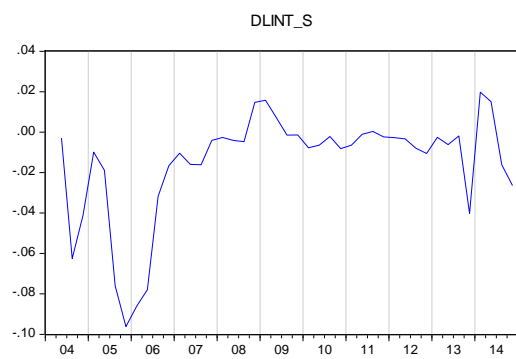
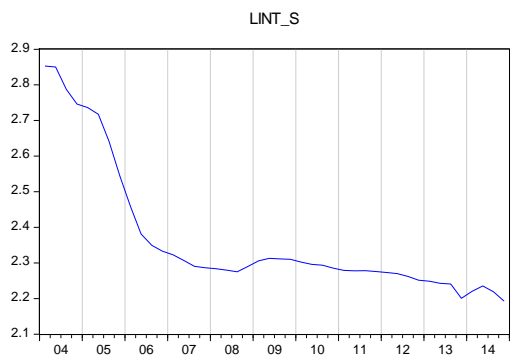
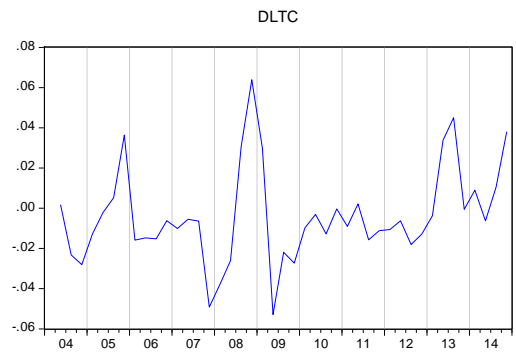
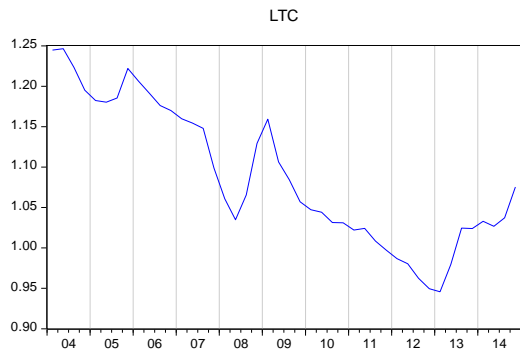
Los gráficos mostrados son representados por las variables en su forma logarítmica al lado izquierdo, y su forma diferenciadas (-1) al lado derecho.

La variable **precio de las viviendas (LPV)** tiene una tendencia al alza los últimos años a partir del 2007, la variable **alquileres(LALQ)** muestra un comportamiento previsible mostrando aparentemente una tendencia común con un componente determinístico, lo que nos daría indicios de que la serie es no estacionaria, y lo mismo sucede con las demás variables, en **Terrenos en Nuevos Soles (LTER_S)** se observa la presencia de una tendencia a lo largo del tiempo, y no muestra signos de estacionalidad ni outliers, los **Costos de Construcción (LIC)**, también tiene la presencia de una tendencia en alza, siendo los primeros años más pronunciada, adicionalmente se observa un crecimiento atípico en el año 2008 debido al impacto de la crisis hipotecaria subprime y no se observa signos de estacionalidad, el **Tipo de cambio (LTC)** presenta una tendencia estocástica por lo que cambia sin seguir un patrón concreto, tiene una decrecimiento pronunciado en el 2008, y luego cambia mostrando un claro signo de no estacionariedad, en cuanto a la **Tasa de Interés soles y dólares (LINT_S/LINT_D)** ambas series presentan tendencias semejantes hacia la baja siendo más pronunciada la variable INT_D, y no presentan signos de estacionalidad ni outliers, y por último **Ingresos Totales (LYT)** presenta tendencia al alza en los últimos años, y no presenta estacionalidad; al realizar la diferenciación en todas las variables se observa como estas presentan aparentes signos de estacionariedad.

Series reales – series diferenciadas



Series reales – Series Diferenciadas



2. Correlograma de las variables

Se identificará si las variables presentan signos de estacionariedad, mediante el correlograma simple (AC) se ha identificado que todas las variables muestra un decrecimiento lento lo cual nos indicaría que las series son no estacionarias.

Tabla A- 1. Resumen de Correlogramas

Variables	Código	Correlograma	Rezago
Precio de Venta	LPv	Decrece lento	14
Alquileres	LAlq	Decrece lento	11
Terrenos S/.	Lter_s	Decrece lento	14
Costo de construcción	Lic	Decrece lento	12
Tipo de cambio	Ltc	Decrece lento	13
Tasa Interés Soles	Lint_s	Decrece lento	9
Tasa Interés USD	Lint_d	Decrece lento	14
Ingresos Totales	Lyt	Decrece lento	14

3. Conclusiones

El análisis de las series nos indica que todas las variables utilizadas: precio de venta (LPV), Alquileres (LALQ), Terreno en soles (LTER_S), índice de construcción (LIC), tipo de cambio (LTC), ingresos totales (LYT), intereses en soles (LINT_S) e intereses en dólares (LINT_D) presentan no estacionariedad, siendo necesario para el modelo que todas las variables sean estacionarias de orden I(1), habiéndose cumplido este requisito las variables anteriormente mencionadas a excepción de los intereses en soles.

Anexo 2. Pruebas formales para determinar la estacionariedad de las variables mediante

Test de raíz unitaria – Dickey Fuller aumentado

1. Variable Precio de Venta (LPV)

$t = |-3.597933| < |Mackinnon 1\%| \sim$ Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)

Test de raíz unitaria de la variable Precio de Venta con Level (Tendencia e Intercepto y 4 retardos)

Null Hypothesis: LPV has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.597933	0.0430
Test critical values:	1% level	-4.211868
	5% level	-3.529758
	10% level	-3.196411
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

2. Variable Precio de Venta (LPV) – Orden de diferenciación

$t = |-6.874428| > |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ Y } 10\%| \sim$ Se rechaza la Hipótesis Nula (Ho)

Test de raíz unitaria de la variable Precio de Venta en Primera diferencia (Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: D(LPV) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-6.874428	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616
	5% level	-2.933158
	10% level	-2.604867

3. Variable Alquileres (LAQL)

$t = |-2.634476| < |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Alquileres en Level (Tendencia e Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: LALQ has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-2.634476	0.2679
Test critical values:	1% level	-4.186481
	5% level	-3.518090
	10% level	-3.189732
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

4. Variable Alquileres (LAQL) – Orden de diferenciación

$t = |-8.187292| > |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
 Prob. = 0.000 < 5%

Test de raíz unitaria de la variable Alquileres en Primera diferencia (Intercepto y 0 retardo)

5. Variable Terreno (LTER_S)

Null Hypothesis: D(LALQ) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-8.187292	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616
	5% level	-2.933158
	10% level	-2.604867
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

$t = |-3.376079| < |Mackinnon 1\%, 5\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Terreno en Level (Tendencia e Intercepto y 4 retardo)

Null Hypothesis: LTER_S has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.376079	0.0694
Test critical values:	1% level	-4.211868
	5% level	-3.529758
	10% level	-3.196411
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

6. Orden de diferenciación Variable Terreno (LTER_S)

$t = |-7.957680| > |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
 $\text{Prob.} = 0.000 < 5\%$

Test de raíz unitaria de la variable Terreno en Primera diferencia (Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: D(LTER_S) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.957680	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616
	5% level	-2.933158
	10% level	-2.604867
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

7. Variable Costos de Construcción (LIC)

$t = |-2.163430| < |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Costos de Construcción en Level (Tendencia e Intercepto y 1 retardo)

Null Hypothesis: LIC has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.163430	0.4968
Test critical values:	1% level	-4.192337
	5% level	-3.520787
	10% level	-3.191277

Null Hypothesis: D(LIC) has a unit root
 *MacKinnon (1996) one-sided p-values.

8. Orden de diferenciación Variable Costos de Construcción (LIC)

$t = |-4.580366| > |Mackinnon 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
 $\text{Prob.} = 0.000 < 5\%$

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.580366	0.0007
Test critical values:	1% level	-3.600987

Test de raíz unitaria de la variable Costos de Construcción en Primera diferencia (Intercepto y 1 retardo)

Null Hypothesis: D(LIC) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.580366	0.0007
Test critical values:	1% level	-3.600987
	5% level	-2.935001
	10% level	-2.605836
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

9. Variable Tipo de cambio (LTC)

$t = |-2.232504| < [\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%] \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Tipo de cambio en Level (Tendencia e Intercepto y 1 retardo)

Null Hypothesis: LTC has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.232504	0.4600
Test critical values:	1% level	-4.192337
	5% level	-3.520787
	10% level	-3.191277
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

10. Orden de diferenciación Variable Tipo de cambio (LTC)

$t = |-4.528319| > [\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%] \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
 $\text{Prob.} = 0.000 < 5\%$

Test de raíz unitaria de la variable Tipo de cambio en Primera diferencia (Intercepto y 1 retardo)

Null Hypothesis: D(LTC) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.528319	0.0008
Test critical values:	1% level	-3.600987
	5% level	-2.935001
	10% level	-2.605836
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

11. Variable Tasa de Interés soles (LINT_S)

$t = |-3.472187| < |\text{Mackinnon } 1\%, 5\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Tasa de Interés soles en Level (Tendencia e Intercepto y 1 retardo)

Null Hypothesis: LINT_S has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.472187	0.0556
Test critical values:	1% level	-4.192337
	5% level	-3.520787
	10% level	-3.191277
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

12. Orden de diferenciación Variable Tasa de Interés soles (LINT_S)

$t = |-7.113410| > |\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$

Prob. = 0.000 < 5%

Test de raíz unitaria de la variable Tasa de Interés soles en Segunda diferencia (Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: D(LINT_S,2) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.113410	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.600987
	5% level	-2.935001
	10% level	-2.605836
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

13. Variable Tasa de Interés dólares (LINT_D)

$t = |-0.675270| < |\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la variable Tasa de Interés dólares en Level (Tendencia e Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: LINT_D has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.675270	0.9686
Test critical values:	1% level	-4.186481
	5% level	-3.518090
	10% level	-3.189732
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

14. Orden de diferenciación Variable Tasa de Interés dólares (LINT_D)

$t = |-6.029986| > |\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
Prob. = 0.000 < 5%

Test de raíz unitaria de la variable Tasa de Interés dólares en Primera diferencia (Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: D(LINT_D) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.029986	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616
	5% level	-2.933158
	10% level	-2.604867
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

15. Variable Ingresos Totales (LYT)

$t = |-4.152161| < |\text{Mackinnon } 1\%| \sim \text{Se acepta la Hipótesis Nula (Ho)}$

Test de raíz unitaria de la Variable Ingresos Totales en Level (Tendencia e Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: LYT has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.152161	0.0109
Test critical values:	1% level	-4.186481
	5% level	-3.518090
	10% level	-3.189732
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

16. Orden de diferenciación variable Ingresos Totales (LYT)

$t = |-7.356616| > |\text{Mackinnon } 1\%, 5\% \text{ y } 10\%| \sim \text{Se Rechaza la Hipótesis Nula (Ho)}$
Prob. = 0.000 < 5%

Test de raíz unitaria de la Variable Ingresos Totales en Primera diferencia (Intercepto y 0 retardo)

Null Hypothesis: D(LYT) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.356616	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616
	5% level	-2.933158
	10% level	-2.604867
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Anexo 3. Cálculo del modelo Vectores Autoregresivos – VAR

El modelo VAR se ha construido en base a las variables (LPV, LALQ, LIC, LTER_S, LYT) en su forma logarítmica de orden de integración I (1) con 2 rezagos el cual fue el óptimo brindado por el programa Eviews.

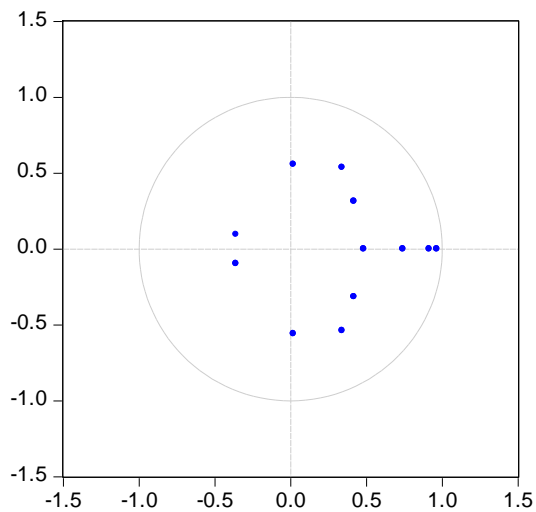
1. Raíces Autoregresivas - Prueba de estabilidad

Los resultados nos muestran que los valores propios son menores que 1, al ser menores que 1 caen dentro del círculo unitario por lo que satisface la prueba de estabilidad.

Raíces Autoregresivas del Modelo VAR

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LPV LALQ LIC LTER_S LTC LYT	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 2	
Date: 07/20/15 Time: 19:42	
Root	Modulus
0.964534	0.964534
0.915084	0.915084
0.741193	0.741193
0.339949 - 0.537774i	0.636212
0.339949 + 0.537774i	0.636212
0.018415 - 0.558306i	0.558609
0.018415 + 0.558306i	0.558609
0.417589 - 0.314683i	0.522882
0.417589 + 0.314683i	0.522882
0.481845	0.481845
-0.360939 - 0.095097i	0.373257
-0.360939 + 0.095097i	0.373257
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

Raíz inversa del polinomio autoregresivo



2. Prueba de causalidad de Granger

Con esta prueba se buscar si la variable LPV es explicada por las variables LALQ, LIC, LTER_S, LTC, LYT.

Prueba de causalidad de Granger del VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests							
Date: 07/20/15 Time: 19:43							
Sample: 2004Q1 2014Q4							
Included observations: 42							
Dependent variable: LPV				Dependent variable: LTER_S			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LALQ	0.078998	2	0.9613	LPV	6.108757	2	0.0472
LIC	3.504102	2	0.1734	LALQ	3.981515	2	0.1366
LTER_S	3.811254	2	0.1487	LIC	0.998591	2	0.607
LTC	2.602903	2	0.2721	LTC	1.62292	2	0.4442
LYT	0.288006	2	0.8659	LYT	6.164867	2	0.0458
All	36.66334	10	0.0001	All	32.8152	10	0.0003
Dependent variable: LALQ				Dependent variable: LTC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPV	1.030189	2	0.5974	LPV	0.439041	2	0.8029
LIC	6.102088	2	0.0473	LALQ	0.198008	2	0.9057
LTER_S	0.791403	2	0.6732	LIC	2.258641	2	0.3233
LTC	0.435268	2	0.8044	LTER_S	0.418452	2	0.8112
LYT	2.402583	2	0.3008	LYT	0.190184	2	0.9093
All	11.2471	10	0.3386	All	6.356406	10	0.7845
Dependent variable: LIC				Dependent variable: LYT			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPV	3.803886	2	0.1493	LPV	1.402419	2	0.496
LALQ	2.709401	2	0.258	LALQ	3.472515	2	0.1762
LTER_S	5.048176	2	0.0801	LIC	1.661416	2	0.4357
LTC	15.56658	2	0.0004	LTER_S	12.03692	2	0.0024
LYT	1.497094	2	0.4731	LTC	3.043941	2	0.2183
All	38.76972	10	0.0000	All	45.04873	10	0.0000

3. Prueba de exclusión de rezagos

Esta prueba nos muestra si los rezagos tienen alguna significancia individual o colectiva sobre el sistema VAR. La H0 en esta prueba es que los coeficientes individualmente o conjuntamente son no significativos diferentes de cero.

Exclusión de Retardos del Modelo VAR

VAR Lag Exclusion Wald Tests							
Date: 07/20/15 Time: 19:45							
Sample: 2004Q1							
2014Q4							
Included observations: 42							
Chi-squared test statistics for lag exclusion:							
Numbers in [] are p-values							
	LPV	LALQ	LIC	LTER_S	LTC	LYT	Joint
Lag 1	13.79498 [0.032012]	12.90717 [0.04453]	94.22477 [0.00000]	17.08409 [0.00897]	73.57662 [7.54e-14]	23.33683 [0.00069]	307.5199 [0.00000]
Lag 2	6.423118 [0.377497]	2.539888 [0.86397]	19.94994 [0.00282]	3.141685 [0.79086]	11.33874 [0.07845]	23.97468 [0.00052]	93.61159 [5.07e-07]
df	6	6	6	6	6	6	36

En el cuadro la fila 1 (Lag 1) se rechaza la H0 ya que los p-value son menores a 0.05. En la fila 2 (Lag 2) No se rechaza la Ho ya que la mayoría de los p-value son mayores a 0.05.

4. Prueba de longitud de rezago

Con esta prueba se obtendrá el rezago óptimo del modelo VAR, el mejor modelo es aquel que maximiza el estadístico LR (Likelihood Ratio) y minimiza los criterios de información FPE, AIC, SC Y HQ.

Longitud del Retardo del Modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LPV LALQ LIC LTER_S LTC						
LYT						
Exogenous variables: C						
Date: 07/21/15 Time: 14:50						
Sample: 2004Q1 2014Q4						
Included observations: 40						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	298.7139	NA	1.77e-14	-14.63569	-14.38236	-14.54410
1	487.3500	311.2495	8.79e-18	-22.26750	-20.49417*	-21.62632
2	531.1861	59.17887	6.73e-18	-22.65931	-19.36599	-21.46855
3	599.8274	72.07329	1.87e-18	-24.29137	-19.47806	-22.55103
4	682.5144	62.01531*	4.03e-19*	-26.62572*	-20.29242	-24.33580*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

6. Prueba de autocorrelación de Pormanteau

Se calcula el estadístico multivariado Q de Box Pierce/Ljung Box, y nos indica si hay o no autocorrelación hasta un número “h” de rezagos.

La H0: Ausencia de autocorrelación hasta el rezago h; se rechaza esta hipótesis si la probabilidad es menos a 5%.

La Tabla 34 nos muestra que se acepta la hipótesis nula hasta el rezago 9.

Estadístico multivariado Q de Box Pierce/Ljung Box

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Date: 07/20/15 Time: 19:50					
Sample: 2004Q1 2014Q4					
Included observations: 42					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	13.43517	NA*	13.76285	NA*	NA*
2	45.45806	NA*	47.38689	NA*	NA*
3	80.46818	0.0000	85.09010	0.0000	36
4	117.5754	0.0006	126.1034	0.0001	72
5	155.8674	0.0018	169.5699	0.0001	108
6	189.3171	0.0067	208.5946	0.0004	144
7	227.6675	0.0093	254.6151	0.0002	180
8	266.8954	0.0104	303.0731	0.0001	216
9	293.7321	0.0364	337.2289	0.0003	252
10	321.8619	0.0828	374.1492	0.0005	288
11	346.2637	0.1891	407.2097	0.0011	324
12	378.4449	0.2417	452.2635	0.0007	360

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

7. Prueba de Normalidad

Esta prueba se realiza para determinar si el modelo Var se ajusta a una distribución normal. La H0: JB = 0 Residuos normales, se Rechaza la hipótesis si la probabilidad en conjunto es menor a 5%, la Tabla A-36 nos muestra que la probabilidad conjunta es $0.5948 > 0.05$, por lo tanto se acepta la hipótesis.

Prueba de Normalidad de los Residuos

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.462491	2	0.2919
2	2.692061	2	0.2603
3	1.091188	2	0.5795
4	0.841288	2	0.6566
5	0.396850	2	0.8200
6	2.757822	2	0.2519
Joint	10.24170	12	0.5948

8. Prueba de heteroscedasticidad de White

H0: Residuos homocedásticos. Se rechaza la hipótesis si la probabilidad es menor o igual a 5%. Los resultados de la Tabla A 37 muestran que la probabilidad en conjunto es $0.5591 > 0.05$, por lo que se acepta la hipótesis nula; es decir los residuos son homocedásticos.

Prueba de Homocedasticidad de los Residuos

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 07/20/15 Time: 19:53					
Sample: 2004Q1 2014Q4					
Included observations: 42					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
498.6288	504	0.5591			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(24,17)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.609333	1.104803	0.4234	25.59197	0.3742
res2*res2	0.547336	0.856476	0.6437	22.98810	0.5205
res3*res3	0.811814	3.055682	0.0105	34.09621	0.0830
res4*res4	0.521665	0.772498	0.7250	21.90993	0.5846
res5*res5	0.477593	0.647569	0.8392	20.05889	0.6934
res6*res6	0.415047	0.502590	0.9402	17.43197	0.8297
res2*res1	0.398670	0.469612	0.9561	16.74416	0.8594
res3*res1	0.625504	1.183098	0.3659	26.27117	0.3396
res3*res2	0.607929	1.098313	0.4284	25.53302	0.3773
res4*res1	0.606788	1.093071	0.4326	25.48511	0.3798
res4*res2	0.506351	0.726559	0.7687	21.26674	0.6229
res4*res3	0.529701	0.797800	0.7006	22.24743	0.5645
res5*res1	0.614448	1.128857	0.4050	25.80680	0.3630
res5*res2	0.554788	0.882670	0.6185	23.30110	0.5021
res5*res3	0.708598	1.722441	0.1256	29.76110	0.1928
res5*res4	0.690938	1.583547	0.1660	29.01939	0.2194
res6*res1	0.335123	0.357026	0.9896	14.07515	0.9449
res6*res2	0.664655	1.403917	0.2379	27.91549	0.2636
res6*res3	0.592025	1.027884	0.4861	24.86505	0.4131
res6*res4	0.462286	0.608971	0.8704	19.41600	0.7295
res6*res5	0.329880	0.348691	0.9910	13.85495	0.9499

9. Conclusiones

El análisis efectuado sobre el diagnóstico del VAR nos muestra que la longitud óptima es 4 y que el modelo es estable, los residuos cumplen el criterio de normalidad y homocedasticidad en los errores y ausencia de autocorrelación, lo cual nos permite continuar con la prueba de cointegración de Johansen.

Nota biográfica

Clara Liliana Ramos Marquez

Nació en Lima, el 16 de febrero de 1988. Contadora Pública colegiada egresada de la Universidad de San Martín de Porres. Cuenta con estudios especializados en normas internacionales de información financiera.

Posee 6 años de experiencia en el área Contable, Financiera y Tributaria; los últimos 3 años, ha trabajado en el sector Operador Logístico – Comercio Exterior. Actualmente, se desempeña como Contador General – Sede Perú en la empresa Corporativa Jet Air Service Perú S.A.C.

Luis Jesús Maraví Sánchez

Nació en Lima, el 24 de enero de 1985. Ingeniero Industrial egresado de la Universidad de Lima. Cuenta con estudios de especialización en Gestión de Proyectos por el Instituto de la Calidad de la Pontificia Universidad Católica del Perú, y en Administración y Habilidades Directivas por Centrum Católica.

Tiene 8 años de experiencia en el área financiera: 4 años en el sector de Consumo Masivo – Planificación Financiera y 4 años en el sector Inmobiliario – Administración y Finanzas. Actualmente, se desempeña como Jefe de Administración y Finanzas en la empresa Edifica S.A.C.

Efraín Alberto Chuquival Cisneros

Nació en Lima, el 11 de septiembre de 1981. Ingeniero Industrial egresado de la Universidad Nacional del Callao. Cuenta con un diplomado en Gestión de Finanzas Corporativas en la Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, un diplomado en Normas Internacionales de Información Financiera y con estudios de Analista de Inversiones en el Centro de Estudios Bursátiles de la Bolsa de Valores de Lima.

Tiene 5 años de experiencia en el área financiera, 4 de los cuales trabajó en el sector Inmobiliario – Habilitación Urbana. Actualmente, se desempeña como Jefe de Finanzas en la empresa Menorca Inversiones S.A.C.