

Desarrollo de Infraestructura, Arbitraje y Costos de Transacción en la Agricultura Peruana

Javier Escobal D'Angelo

Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Lima, Perú
Jescobal@grade.org.pe

Arturo Vásquez Cordano

avasquez@osinerg.gob.pe

Enero, 2003

Versión Preliminar

TABLA DE CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN	
2. INTEGRACIÓN DE MERCADOS AGRÍCOLAS Y RELACIONES DE ARBITRAJE: BREVE REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	2
2.1 Discontinuidad y asimetría en los mecanismos de ajuste de precios en mercados agrícolas regionales.....	4
2.2. Esquemas alternativos para el análisis de integración de mercados en presencia de costos de transacción.....	6
2.3 Factores estructurales determinantes de las relaciones de integración y los costos de arbitraje.....	8
3. UN MODELO SIMPLE DE COINTEGRACIÓN CON UMBRALES.....	10
3.1 El modelo.....	10
3.2 Metodología.....	14
4. ESTUDIO DEL MERCADO DE LA PAPA EN EL PERU.....	15
4.1 Breve descripción de las particularidades del mercado de estudio.....	15
4.2 Base de Datos disponible.....	16
4.3 Estimación del modelo y pruebas de hipótesis.....	17
4.3.1 Principales Resultados.....	21
4.4 Identificación de los diversos regímenes de arbitraje y su consistencia con el consumo de Papa en el Perú.....	24
4.2 Determinantes de los costos de transacción en el mercado de la Papa.....	28

1. INTRODUCCIÓN

2. INTEGRACIÓN DE MERCADOS AGRÍCOLAS Y RELACIONES DE ARBITRAJE: BREVE REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

La literatura especializada, ha usado maneras alternativas de definir la integración espacial de mercados. Por un lado, establece que un conjunto de mercados se halla integrado si existen suficientes agentes que, mediante el arbitraje, actúan de tal manera que los precios reflejan toda la información disponible sin que existan sistemáticamente ganancias extraordinarias en ninguno de los mercados. Alternativamente, el grado de integración también está identificado con el nivel de diferencias de precios entre mercados. Si tales diferencias son considerables (en términos relativos) se dice que los mercados se encontrarán poco integrados (muy posiblemente por la existencia de costos de arbitraje significativos). Si, en contraste, las diferencias son pequeñas, se dice que dichos mercados tienen un mayor grado de integración.

Más formalmente, y siguiendo a Barret (200), integración de mercados puede ser definido como (tradability or contestability between markets). Esto implica ya sea la transferencia de excesos de demanda Walrasianos de un mercado a otro, que se manifiestan en el movimiento de mercancías entre mercados, o la trasmisión de shocks de precios de un mercado a otro; o ambos. Desde esta perspectiva, no es necesario que ocurra movimiento físico de mercancía para asegurar que los mercados estén espacialmente integrados.

Según Sexton et al. (1991) y Lutz, Van Tilburg y Van der Kamp (1995), dos factores explicarían la falta de integración espacial. Por un lado las barreras físicas al comercio, la información imperfecta, agentes adversos al riesgo, etc. podrían constituirse en impedimentos para un arbitraje eficiente. Alternativamente, la existencia de estructuras de competencia imperfecta en los mercados bajo análisis se constituirían en barreras a la entrada que impedirían el arbitraje de precios. En extremo, si los costos de transacción son superiores a los diferenciales de precios que existen entre diferentes localidades, el proceso de arbitraje entre regiones quedaría bloqueado provocando la existencia de mercados segmentados.

Ante la ausencia de información simultánea de precios y cantidades transadas entre mercados, el marco tradicional utilizado para examinar la integración espacial de mercados ha sido el análisis de correlaciones de los precios entre diferentes pares de regiones (Fafchamps y Gavian, 1995; Alexander y Wyeth, 1994). El mayor (menor) nivel de correlación ha sido entendido como un mayor (menor) grado de integración espacial siendo el signo de la correlación, el indicador del sentido de los efectos. Una crítica que ha recibido esta metodología se debe a la imposibilidad de encontrar cuál de las ciudades bajo estudio es la principal formadora de precios (si existe). De otro lado, si los impactos ante cambios en precios en las ciudades no son contemporáneos sino que presentan retardos, el análisis de correlación puede

indicar un bajo nivel de integración cuando en realidad sí existe integración sólo que no es instantánea¹.

Ante las limitaciones de este análisis, ha habido esfuerzos por incluir aspectos dinámicos en estudios posteriores, utilizando para ellos modelos de regresión, con el propósito de verificar la existencia de integración tanto en el corto como en el largo plazo en un entorno dinámico. Ravallion (1986) propuso, por ejemplo, utilizar un esquema de retardos distribuidos para evaluar diversas hipótesis sobre la presencia de integración de corto y largo plazo. Este modelo supone la existencia de un mercado radial con un centro formador de precios. Bajo este contexto, los mercados se hallan integrados en el corto plazo si existe un ajuste instantáneo de los precios ante shocks. Sin embargo, un grave problema que enfrenta este tipo de aproximación es la no estacionariedad de las series de precios la que puede viciar los resultados del modelo de integración de mercados. Por esta razón, numerosos autores han empleado el análisis de cointegración bivariada y modelos de corrección de errores para enfrentar este inconveniente.

Los primeros estudios que introdujeron las técnicas de cointegración al estudio de integración de mercados, como por ejemplo Alderman(1993), Palaskas y Harris–White(1993) y Badiane y Shively(1998) asumieron la existencia de mercados agrícolas centrales y respuestas simétricas y “smooth” en los precios. Bajo estos supuestos, un shock en el mercado central induce la misma respuesta en los mercados periféricos, independientemente de si se da una subida o caída en los precios, e independientemente de la magnitud del shock.

Por otra parte, los estudios de cointegración multivariada realizados, como los de Alexander y Wyeth(1994), Sylvapulle y Jayasuriya(1994) y el de Gil y San Juan (2001) implícitamente suponen que existe una tendencia común que mueve los precios de los mercados regionales a sus niveles de equilibrio de largo plazo ante la presencia de shocks exógenos. Sin embargo, en la práctica, este mecanismo puede no ocurrir en todos los períodos si existen factores (como los costos de arbitraje o fallas de información por ejemplo) que obstaculizan el ajuste lo cual determina que sólo cuando las desviaciones del equilibrio sobrepasan cierto umbral crítico, los beneficios del ajuste exceden los costos y los agentes económicos reaccionan ante los shocks, con lo cual el sistema logra moverse de regreso hacia el equilibrio. De otro lado, todos estos estudios también suponen que los precios reaccionan de manera simétrica ante shocks exógenos y que los costos de transacción no generan asimetría o discontinuidades en la respuesta de los precios ante shocks. No obstante, ciertas particularidades asociadas a los mercados de productos agrícolas pueden generar discontinuidad o asimetrías las respuestas de los precios, lo cual disminuye la robustez de estas investigaciones.

2.1 Discontinuidad y asimetría en los mecanismos de ajuste de precios en mercados agrícolas regionales

¹ Otra crítica se sustenta en la teoría de las series de tiempo. Si las series son no estacionarias, la tendencia que las guía (sea ésta determinística o estocástica) puede ser la razón del elevado nivel de correlación. En este caso, los vínculos no se deberían a relaciones económicas, sino más bien serían correlaciones espurias.

En ausencia de barreras a la entrada o a la salida de los mercados para los comerciantes, el grado de arbitraje y de integración dependerá tanto del diferencial de precios como de los costos de transacción (Abdulai, 2000). Sin embargo, determinadas características de la producción agrícola, la comercialización y el consumo tales como la existencia de una inadecuada infraestructura de transportes, barreras a la entrada y fallas de información pueden volver al proceso de arbitraje en un proceso menos fluido (smooth) de lo que los modelos clásicos de integración de mercados suponen.

Por ejemplo, una fuente de asimetría en la respuesta de los precios comúnmente citada por los investigadores del tema es el poder de mercado (Scherer y Ross, 1990). Por ejemplo, los intermediarios oligopolísticos en un mercado agrícola pueden reaccionar colusivamente de manera más rápida ante shocks que reducen sus márgenes de ganancia que ante shocks que elevan los mismos lo cual ocasiona una asimetría en la transmisión de las perturbaciones a los demás segmentos del mercado. Por esta razón, el incremento de los precios en el mercado central es transmitido más rápidamente a los mercados regionales que las disminuciones de los mismos.

De otro lado, el papel que juega la acumulación de los inventarios como fuente de discontinuidad en el ajuste de precios entre mercados ha sido documentada en la literatura (Blinder, 1982). Bajo este argumento, las variaciones en los precios envían señales a los tenedores de inventarios llevándolos a acumular o deshacerse de sus inventarios. El incremento de los precios en el mercado dominante en los períodos posteriores genera un incentivo para que los comerciantes incrementen sus posesiones de inventarios comprando grandes cantidades de un producto agrícola determinado en el presente. Pero el aumento de los stocks en los mercados locales genera presiones hacia la baja de los precios de tal manera que ellos no se elevan demasiado. Si, por otra lado, se espera que los precios en el mercado dominante declinen, habrá un incentivo para que los comerciantes reduzcan sus stocks de inventarios, lo cual tiende a moderar la caída de los precios en los períodos siguientes. Bajo el argumento de la tenencia de inventarios, los precios en los mercados regionales no se ajustarían plenamente a cambios en los precios del mercado dominante.

Otro argumento que explica la presencia de respuestas no continuas o asimétricas en los precios es la existencia de costos de menú, entendidos como aquellos costos que resultan del proceso de reasignación de los precios (*repricing*) y de información que enfrentan los consumidores ante variaciones exógenas (Mankiw, 1994). Si las variaciones en los costos del producto agrícola son percibidas por los agentes como temporales, entonces los costos de menú pueden servir como un incentivo para no ajustar los precios cuando, en efecto, se produce una disminución permanente de los costos del producto.

Por último, debe destacarse que la presencia de costos de búsqueda (searching cost) en mercados agrícolas regionales imperfectos ha sido también citada por varios investigadores como fuente de asimetría o discontinuidades en el proceso de ajuste de precios frente a un shock exógeno (Blinder et al. 1998). En muchas regiones, algunas empresas pueden gozar de un poder de mercado local debido a la inexistencia de firmas competidoras en sus proximidades. Los consumidores que enfrentan a estas empresas dominantes

afrontan altos costos de búsqueda para adquirir toda la información sobre los precios ofrecidos por otras firmas. Bajo estas condiciones, las firmas dominantes pueden elevar sus precios rápidamente ante incrementos de precios en el mercado dominante pero reducirlos poco o nada en respuesta a las reducciones del mercado central.

Para Baulch (1997), tres son los factores que afectan el grado de integración de mercados y generan la existencia de discontinuidades en la respuesta de los precios frente a shock exógenos. En primer término, la presencia de elevados costos de transacción en relación al diferencial de precios entre dos localidades los cuales determinan la existencia de mercados autárquicos. En segundo término, la presencia de barreras a la entrada, aversión al riesgo y fallas de información. Finalmente, la existencia de competencia imperfecta en segmentos relevantes del mercado puede provocar elevados diferenciales de precios entre mercados no atribuibles a los costos de transacción

2.2. Esquemas alternativos para el análisis de integración de mercados en presencia de costos de transacción

Tomando en consideración las posibles fuentes de discontinuidad y asimetría en la respuesta de los precios en mercados agrícolas, los investigadores en la materia han utilizado una serie de esquemas alternativos para realizar estudios sobre integración espacial de mercados agrícolas en un contexto donde se toman en consideración los costos de transacción como elementos que afectan las relaciones de arbitraje entre diferentes regiones. Como podrá apreciarse luego, las distintas técnicas relacionan los conceptos implícitos en el modelo dinámico de Ravallion (1986), replanteado en términos del método de cointegración y corrección de errores (Silvapuye y Jayasuriya, 1994; Palaskas y Harris-White, 1993), con las nociones del modelo *parity-bounds* (modelo de límites a la paridad o de umbrales) planteado por Sexton et al. (1993) y Baulch (1997). Una similitud entre todos los modelos es que estudian las relaciones de arbitraje entre dos localidades utilizando para ello principalmente series de precios nominales de un determinado producto.

El marco de análisis de la mayoría de estas investigaciones ha sido la ley de un solo precio ajustada por costos de transacción la cual se detalla a continuación. Sea C_{ijt} el costo de transacción de comerciar un bien agrícolas entre el mercado i y j en el período t y sea P_{it} el precio del producto agrícola en el mercado i . El arbitraje espacial eficiente requiere entonces que no existan ganancias extraordinarias provenientes del comercio entre las localidades i y j . En otras palabras, se requiere que se cumpla la ley de un solo precio ajustada por costos de transacción (LSPAC) la cual se resume en la siguiente expresión:

$$|P_{it} - P_{jt}| \leq C_{ijt} \quad (1)$$

Flujos de comercio no nulos entre ciudades bajo una situación de arbitraje eficiente implicaran la igualdad de los dos lados de la ecuación (1).

Además, la relación podría determinar flujos de comercio bilaterales desde i a j o desde j a i , dependiendo de las condiciones de mercado en cada ciudad. Cuando se cumple (1) mediante una igualdad, se dice que los precios se encuentran en el umbral de paridad y si el margen es más grande que este umbral, entonces pueden darse situaciones de comercio con ganancias extraordinarias. Una estricta desigualdad en (1) requeriría flujos de comercio no nulos. En la literatura existen diversos enfoques para modelar las relaciones de arbitraje entre dos localidades partiendo de la condición (1) y que permiten aproximarse a la estimación de los costos de transacción.

En primer lugar, destacan los modelos lineales². Esta formulación busca explicar la formación de los precios en dos ciudades de manera lineal en la cual se define un solo equilibrio de mercado. La ecuación básica del modelo es:

$$P_{1t} = C_{12} + \alpha * tiempo + \beta * P_{2t} + \mu_t \quad (2)$$

donde “tiempo” es una tendencia lineal y μ_t es una perturbación estocástica. Con los precios medidos en niveles, el intercepto C_{12} en la ecuación (2) denota el costo fijo de transacción y el coeficiente beta mide el mark-up proporcional o el costo de comercialización entre el mercado 1 y 2. Aunque la ecuación (1) es instructiva, resulta ser incompleta porque no incorpora aspectos dinámicos en su especificación. Otro problema, de carácter metodológico, lo constituye la presencia de raíces unitarias en las series de precios que provoca estimaciones espurias de la ecuación (2) si es que el término μ_t no es estacionario.

Como sostienen Palaskas y Harris-White (1991), si (1) es válida y μ_t es estacionaria, entonces podría decirse que ambos mercados espacialmente separados se hallan integrados y la expresión (2) constituiría una ecuación de cointegración la cual establece la existencia de una relación de largo plazo entre las series de precios. De esta manera, queda definida la forma débil de la condición de integración espacial la cual establece que si (1) es válida, la integración espacial sucede en el largo plazo produciéndose desviaciones transitorias en el corto plazo³. Debe señalarse que los supuestos para que el modelo sea consistente con una situación de arbitraje eficiente son que el intercambio entre ciudades sea continuo y que no exista reversión en los flujos de comercio⁴. En este contexto, se estima un costo de arbitraje fijo independiente de los patrones y continuidad del comercio. Sin embargo, empíricamente en pocos casos la condición (1) se satisface por lo que el modelo excluye situaciones en las cuales se da comercio no beneficioso y localidades en las cuales las condiciones de mercado varían lo suficiente como para generar reversiones en los flujos de comercio. En este sentido, la existencia de cointegración entre las series de precios no es suficiente para determinar la existencia de arbitraje eficiente y será necesario, para evaluar la existencia de relaciones de mercado eficientes, comparar los costos de

² Véase Badiane y Shively (1996).

³ Véase Ravallion (1986) y Alexander y Weith (1994).

⁴ Se supone implícitamente en el modelo que el comercio entre las dos ciudades sucede continuamente y en una sola dirección.

transacción en (2) con los costos observados o alguna otra información sobre los mercados.

En segundo lugar, otro esquema alternativo para estudiar las relaciones de integración entre mercados lo constituye el modelo de límites de paridad⁵ el cual asume que los costos de transacción tienen una media constante C_{12t} y un componente aleatorio v_{ct} el cual se encuentra normalmente distribuido con media cero y varianza constante. Dichos costos se constituyen en los umbrales de una banda de posibles equilibrios en donde los precios de ambos mercados pueden ubicarse. El diferencial de precios $|P_{1t} - P_{2t}|$, en este contexto, puede definir dos posibles regímenes. Si este diferencial se halla dentro de la banda, en cuyo caso $|P_{1t} - P_{2t}| = C_{12t} - v_{ct}^l$, se define una situación de arbitraje eficiente donde se da el comercio sin que existan ganancias extraordinarias. De otro lado, si el diferencial se halla fuera de la banda, o sea $|P_{1t} - P_{2t}| = C_{12t} + v_{ct}^o$, se define una situación en donde se produce poco comercio y aparecen ganancias extraordinarias a explotar por medio del arbitraje. En este escenario, pueden presentarse fallas en el arbitraje o reversiones en los flujos de comercio.

Si se asume que v_{ct}^l y v_{ct}^o son independientemente distribuidos es factible construir fácilmente la función de verosimilitud para los dos regímenes, y mediante su maximización pueden estimarse la probabilidad de ocurrencia de un arbitraje exitoso o arbitraje fallido así como los costos de transacción. Sin embargo, este modelo presenta algunas limitaciones. En primer lugar, la identificación del modelo depende de los supuestos que se hagan sobre la distribución de v_{ct}^l y v_{ct}^o (generalmente se asume normalidad). Por otro lado, el supuesto de independencia de las perturbaciones no parece razonable porque se supondría que toda la información contenida en los errores en un período se perdería enteramente en el futuro y, por lo tanto, no habría posibilidades para la existencia de un mecanismo de ajuste que corrija las distorsiones en los procesos de arbitraje. Otra limitación del Modelo de Límites de Paridad es que no incorpora el componente dinámico en el análisis de los costos de transacción y, como consecuencia, no permite hacer inferencia respecto a la velocidad de ajuste de los precios cuando existen oportunidades de comercio beneficioso (es decir cuando el diferencial de precios se encuentra por encima de la banda de equilibrio). Por último, para poder llegar a resultados concluyentes es necesario tener información adicional sobre los flujos de comercio y costos de arbitraje entre ciudades con el propósito de realizar comparaciones con las probabilidades de ocurrencia de los regímenes posibles y con los costos de transacción estimados.

Frente a las limitaciones de los marcos analíticos descritos, el desafío, por tanto, es desarrollar un modelo dinámico que contemple la existencia de costos de transacción, discontinuidad y reversión en los patrones de comercio y que permita realizar inferencias respecto a la velocidad de ajuste de los precios a los niveles de equilibrio. En ese sentido, las técnicas de cointegración bivariada con umbrales así como los modelos Band-TAR se constituyen en un marco de análisis para resolver algunas de las limitaciones de las formulaciones anteriores. En el presente documento se utiliza este tipo de aproximación con el propósito de realizar un análisis de integración de

⁵ Al respecto ver Baulch (1997) y Park, Jin, Rozelle y Huang (2002).

mercados en presencia de costos de transacción para el caso del mercado de la papa en el Perú. La presentación formal de los detalles técnicos del modelo será realizada en la tercera sección.

2.3 Factores estructurales determinantes de las relaciones de integración y los costos de arbitraje

Un tema que falta por discutir en esta sección es el de los determinantes estructurales de la integración espacial de mercados. Si bien es cierto que en la literatura ha existido bastante énfasis en evaluar la existencia de algún tipo de integración de mercados, no ha habido la misma preocupación por la identificación de los factores estructurales que dan cuenta de tal integración. El reconocimiento de estos factores resulta necesario para la implementación de políticas de inversión que estén dirigidas al desarrollo de los mercados agrícolas. En esta línea de análisis, el primer paso consiste en identificar un indicador de integración de mercados. Se han señalado en la literatura varios de estos indicadores: a) los coeficientes de correlación simple entre pares de ciudades, b) los coeficientes de cointegración (que capturan la existencia de una relación lineal de largo plazo entre los precios), y c) los parámetros que representan la velocidad de ajuste de los precios de distintos mercados regionales al equilibrio. En el presente documento, se elige al tercer indicador como el proxy del grado de integración de mercados puesto que recoge los aspectos dinámicos de las relaciones entre ciudades (Ejrnaes y Persson, 2000).

El segundo paso reside en averiguar cuáles son los factores que explican el grado de integración de mercados. En la literatura, se han podido identificar escasas investigaciones referentes al tema. Por ejemplo, Goletti, Ahmed y Farid (1993) sostienen que el grado de integración de mercados es el resultado de la acción del comercio así como del entorno operacional determinado por la disponibilidad de infraestructura de transportes y telecomunicaciones, y por las políticas que afectan la transmisión de precios. Utilizando una regresión que relaciona un indicador de integración de mercados con variables de infraestructura, los autores encuentran que para el caso del mercado de arroz en Bangladesh, los principales factores determinantes de la integración de mercados son la infraestructura de transportes (principalmente caminos pavimentados) y telecomunicaciones, la distancia entre localidades y el grado de estabilización de precios. Sin embargo, la mayoría de investigaciones en la materia sólo alcanzan a realizar un análisis de integración de mercados sin llegar a identificar los factores estructurales que determinan el grado de integración de mercados en presencia de costos de arbitraje.

En contraste con estudios anteriores, lo novedoso del presente documento es que buscar explicar el grado de integración espacial de mercados en presencia de costos de arbitraje a través de la existencia de activos públicos en las ciudades analizadas, no sólo poniendo énfasis en la infraestructura de transportes como factor determinante de la integración de

mercados sino también tomando en consideración otros factores como la infraestructura de energía eléctrica, medios de telecomunicaciones y la presencia de obras públicas. Además, se toman en cuenta otros determinantes como, la existencia de centros de comercialización mayorista en las localidades estudiadas y la presencia de diferencias geográficas entre regiones a lo largo del espacio utilizando para ello el análisis de regresión con el propósito de evaluar la presencia de factores que puedan influir en la determinación de la integración de mercados. Una vez discutido el estado de la cuestión en la literatura especializada, a continuación se pasa a presentar el modelo que será utilizado para propósitos de esta investigación.

3. UN MODELO SIMPLE DE COINTEGRACIÓN CON UMBRALES

3.1 El modelo

En esta sección se presenta un modelo dinámico el cual incorpora la existencia de costos de transacción y reversión en los patrones de comercio en el análisis de las series de precios de productos agrícolas. Asimismo, permite realizar inferencia respecto a la velocidad de ajuste de los precios a los niveles de equilibrio y otros parámetros de interés utilizando la metodología de cointegración bajo umbrales.

El modelo⁶ explica el comportamiento del diferencial de precios que existe entre dos ciudades donde se comercia un producto agrícola. Sea X_{1t} el logaritmo de la cantidad del producto en la ciudad 1 cuyo precio en logaritmos es p_{1t} . El primer bloque del modelo consiste en especificar la función de demanda que, para simplificar, se supone que es lineal y simétrica para ambas localidades:

$$p_{1t} = a_1 - n_1 X_{1t} + u_t \quad (3)$$

En esta ecuación, a_1 y $n_1 > 0$ (elasticidad - precio de la demanda) son parámetros y u_{1t} es una variable aleatoria que representa los shocks de demanda. La ecuación establece que un aumento en X_{1t} en la primera ciudad conduce a una caída de su precio de mercado. u_t es probable que sea no estacionaria en el largo plazo lo cual puede reflejar la existencia de shocks de demanda permanentes. Además, si la frecuencia de la serie de precios es diaria, u_t puede razonablemente presentar autocorrelación serial. Siguiendo a Ejrnaes y Persson (2000) la condición de arbitraje espacial está dada por:

$$p_{1t} \geq p_{2At} + C_t^{12} \quad (4)$$

A partir de la ecuación 4 puede deducirse que la ciudad 1 importará de la ciudad 2 el producto si el precio de autarquía en esta última ciudad más el costo de de arbitraje es menor o igual al precio de la ciudad 1. Si el precio p_{1t} diverge del precio de autarquía (p_{1At}), pueden existir beneficios derivados del

⁶ Véase Prakash y Taylor (1997) para una aplicación de este modelo al caso del análisis del *Gold Standard* durante el siglo pasado.

comercio siempre y cuando tales ganancias excedan los costos de arbitraje. En ambas direcciones, la importación (exportación) del producto implicará que: $\Delta X_{1t} = \Delta F_t$, donde ΔF_t es el flujo del producto de la ciudad 1 proveniente de la ciudad 2 (o viceversa si se estuviera analizando el caso de la ciudad 2). Para completar el modelo es necesario definir alguna especificación para los costos de arbitraje. Aquí, para simplificar, siguiendo a Prakash y Taylor (1997), se describe una función simétrica de costos logarítmica mediante una especificación cuadrática:

$$C_t^{12} = d + c_{12}|\Delta F_t| + \frac{1}{2}b|\Delta F_t|^2 \quad (5)$$

Entonces, habrá arbitraje eficiente cuando el ingreso marginal (IMg) sea igual al costo marginal (CMg). Si $IMg = (p_{1t-1} - p_{2t-1})$ y $CMg = c_{12} + b\Delta F_t$, igualando las expresiones tenemos que:

$$(p_{1t-1} - p_{2t-1}) = c_{12} + b\Delta F_t \quad (6)$$

Despejando ΔF_t de la igualdad y teniendo en cuenta que $\Delta X_{1t} = \Delta F_t$ se halla:

$$\Delta X_t = \begin{cases} - (1/b)[(p_{1t-1} - p_{1t-2}) - c_{12}] & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} < c_{12} \\ 0 & \text{si } |p_{1t-1} - p_{1t-2}| \leq c_{12} \\ (1/b)[(p_{1t-1} - p_{1t-2}) - c_{12}] & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} > c_{12} \end{cases} \quad (7)$$

De (3), $p_{1t} - p_{1t-1} = a_1 - n_1 X_{1t} + u_t - a_1 + n_1 X_{1t-1} - u_{t-1} = -n_1 \Delta X_{1t} + e_{1t}$ donde $e_{1t} = u_t - u_{t-1} \sim N(0, \sigma_1^2)$ es ruido blanco. Reemplazando el resultado anterior en (7) obtenemos el siguiente sistema:

$$\Delta p_{1t} = \begin{cases} (n_1/b)[(p_{1t-1} - p_{1t-2}) - c_{12}] + e_{1t} & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} < c_{12} \\ e_{1t} & \text{si } |p_{1t-1} - p_{1t-2}| \leq c_{12} \\ -(n_1/b)[(p_{1t-1} - p_{1t-2}) - c_{12}] + e_{1t} & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} > c_{12} \end{cases} \quad (8)$$

Dado que una expresión similar se obtiene para Δp_{2t} , se puede hallar un simple modelo de corrección de errores con umbrales simétricos (TVECM) que de cuenta del margen espacial de precios diferenciando $\Delta p_{1t} - \Delta p_{2t} = \Delta m_t$:

$$\Delta m_t = \begin{cases} \alpha [m_{t-1} - c_{12}] + \varepsilon_t & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} < c_{12} \\ \varepsilon_t & \text{si } |p_{1t-1} - p_{1t-2}| \leq c_{12} \\ \alpha [m_{t-1} + c_{12}] + \varepsilon_t & \text{si } p_{1t-1} - p_{1t-2} > -c_{12} \end{cases} \quad (9)$$

En (9) se tiene que $\alpha = (n_1 + n_2)/b$ el cual se constituye en el parámetro de ajuste a una banda de equilibrio determinada por ciertos umbrales que vienen a ser los costos marginales de arbitraje simétricos en cada dirección de comercio, constantes e iguales c_{12} . Este parámetro de ajuste depende de las elasticidades - precio de las funciones de demanda de ambas ciudades. Los precios del producto agrícola en las ciudades 1 y 2 (expresados en logaritmos) se suponen no estacionarios siendo $m_{t-1} = p_{1t-1} - p_{2t-1}$ el diferencial de precios. El valor estimado de α se espera que se encuentre dentro del intervalo $]0, -1]^7$. Finalmente $\varepsilon_t = e_{1t} - e_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$.

Una característica útil de este modelo es que no requiere para su estimación contar con información empírica sobre los flujos de comercio ni sobre los costos de transacción. Además, a partir de esta especificación es posible identificar tres regímenes de comercio: $m_t > c_{12}$, $m_t < -c_{12}$ y finalmente $|m_t| \leq c_{12}$. El último de estos regímenes corresponde a la condición de arbitraje espacial eficiente la cual es consistente con dos situaciones: la primera donde el comercio ocurre y el arbitraje es eficiente, y otra donde se produce comercio no beneficioso. En el primer (segundo) régimen, los comerciantes no explotan las oportunidades de comercio rentable intercambiando el producto agrícola desde 1 a 2 (2 a 1). Si el arbitraje sucediera con retardos, bajo estas condiciones, existirán fuerzas que ajusten m_t hacia la banda de equilibrio $[-c_{12}, c_{12}]$. Este proceso de ajuste sólo sucederá fuera de la banda hasta que los valores umbrales sean alcanzados.

El esquema de Corrección de Errores con Umbrales (TECM⁸) presentado permite modelar el tipo de comportamiento descrito para m_t . De esta manera, si el margen de precios entre ciudades se halla dentro de la banda de equilibrio, situación que se presenta cuando el arbitraje es eficiente, no operará el mecanismo de corrección de errores por lo cual el margen no tendrá una tendencia central y seguirá un paseo aleatorio⁹. En caso contrario, cuando el margen se halla fuera de la banda, el arbitraje sucede y el mecanismo de corrección de errores funcionará ajustando el diferencial de precios hacia los umbrales¹⁰. Para construir una versión más sofisticada del modelo que permita incorporar información sobre costos de comercialización observables, se supone que los costos de arbitraje varían de acuerdo a las innovaciones en el precio de los combustibles lo cual resulta conveniente para controlar por la existencia del costo de transporte dentro del costo total de arbitraje (que incluye costos de información, de negociación, etc). Además, se incorpora, en primer lugar un conjunto de variables ficticias para controlar por la estacionalidad inherente a series de precios de alta frecuencia (precios diarios por ejemplo), en segundo lugar una serie de retardos Δm_t para controlar por la posible presencia de autorrelación serial en los datos y, por último, un retardo del diferencial de precios en la ecuación que describe el comportamiento dentro de la banda con el propósito de docimar si existe un

⁷ α será cero si C_{12} es suficientemente grande como para no permitir que suceda el arbitraje, si nunca es posible observar oportunidades de arbitraje beneficioso o si los mercados no se encuentran integrados por la existencia de imperfecciones de mercado o elevados costos de transporte. Véase Dercon y Van Campenhout (1998).

⁸ Threshold Error Correction Model.

⁹ Nótese que, aún cuando m_t es globalmente estacionario, localmente, dentro de la banda, éste presentará un comportamiento no estacionario. Véase Dercon y Van Campenhout (1998).

¹⁰ La magnitud del ajuste será un porcentaje de la desviación del margen de precios en cada período.

comportamiento no estacionario dentro de este régimen¹¹. Con estas innovaciones, el modelo final a ser estimado en este documento queda como sigue:

$$\Delta m_t = \begin{cases} \Delta c_{12t} + \alpha(m_{t-1} - \beta c_{12t} - \phi) + \sum_i d_i D_i + \sum_j \gamma_j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^{out} & m_{t-1} > \beta c_{12t} + \phi \\ \lambda m_{t-1} + \Delta c_{12t} + \sum_i d_i D_i + \sum_j \gamma_j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^{in} & \text{si } |m_{t-1}| \leq \beta c_{12t} + \phi \\ -\Delta c_{12t} + \alpha(m_{t-1} + \beta c_{12t} + \phi) - \sum_i d_i D_i - \sum_j \gamma_j \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^{out} & m_{t-1} < -\beta c_{12t} + \phi \end{cases} \quad (10)$$

Aquí β es el ponderador del precio del combustible (c_{12t}), d_i son los parámetros de las dummies estacionales, γ_i son los coeficientes de los rezagos de la diferencia de Δm_t . λ debería ser estadísticamente igual a cero si dentro de la banda definida por los umbrales el diferencial de precios presenta un comportamiento no estacionario¹². Finalmente, ϕ se constituye en el costo de transacción (que sólo representaría a los costos de negociación, información, cumplimiento, etc).

Si el precio del combustible es no estacionario, entonces, en una primera etapa será necesario evaluar si es que los precios y este tipo de costo se hallan cointegrados o no. Si no se puede rechazar la existencia de cointegración, será posible estimar el modelo sin ambigüedades. La estimación de ϕ (que viene a ser el costo de transacción implícito) otorga información adicional sobre el funcionamiento de los mercados. En particular, si ϕ es positivo, entonces existirá evidencia de imperfecciones de mercado (barreras a la entrada, información incompleta, etc)¹³.

En esta especificación del modelo se entiende que dentro de la banda de equilibrio no existirá una relación dinámica entre las variaciones de los precios en cada mercado. Sin embargo, fuera de la banda el mecanismo de corrección de errores (controlando los factores estacionales y la autocorrelación de los datos) puede ser observado. Las variaciones en un mercado son transmitidas con errores hacia el otro pero habrá un proceso de ajuste que corregirá tales errores en cada período. Similarmente a los modelos de corrección de errores convencionales utilizados en los estudios previos de integración de mercados, una medida natural de integración espacial, para unos costos de transacción dados y la existencia de una banda de equilibrio de largo plazo, es la velocidad de ajuste α : si el parámetro estimado se halla más cerca de -1 , mejor será el grado de integración.

El modelo presentado implícitamente muestra una clara relación entre cointegración y arbitraje eficiente. Si el arbitraje eficiente sucede, un comportamiento no estacionario debe observarse en el margen m_t . Sólo si se

¹¹ Esta última innovación en el modelo básico ha sido sugerida en la literatura por Dercon y Van Campenhout (1998).

¹² Es necesario utilizar una prueba ADF o similar para docimar esta hipótesis. Véase Chien Lo y Zivot (1999).

¹³ Sin embargo, como sostiene Balke y Fombi (1994), no es posible realizar inferencia estadística sobre el parámetro ϕ utilizando las técnicas convencionales debido a la no linealidad del modelo.

da una situación de arbitraje imperfecto, será posible observar una relación de cointegración entre los precios y, por tanto, la formulación de un esquema de corrección de errores será válida.

Otros estimadores útiles que se pueden obtener a partir de este modelo son: el tiempo promedio que tardan los precios en ajustarse al equilibrio de largo plazo, el porcentaje de casos en la muestra donde la condición de arbitraje eficiente es violada y el porcentaje de casos donde la condición de arbitraje se satisface. Estas dos últimas medidas se asemejan a las probabilidades de ocurrencia de arbitraje exitoso y fallido que son estimadas en el Modelo de Límites de Paridad.

En conclusión, el TECM es claramente consistente con los modelos de arbitraje espacial eficiente: éste permite discontinuidades en el intercambio y reversión de los flujos de comercio justo como en el modelo de límites de paridad. No obstante, éste emplea supuestos sobre las distribuciones de probabilidad más razonables e incorpora aspectos dinámicos explícitamente al modelar el proceso de arbitraje en un contexto de corrección de errores no lineal¹⁴ por lo cual resulta ventajoso para efectos de la presente investigación.

3.2 Metodología

La investigación tomará como caso de estudio el mercado de la papa en el Perú utilizando para el análisis la metodología de cointegración bivariada con umbrales. Se emplearán para las pruebas estadísticas series de precios al consumidor de frecuencia diaria de las siguientes ciudades: Lima, Huancayo, Arequipa, Puno, Trujillo, Tacna, Piura, Huancavelica, Ayacucho y Cusco. Además se utilizará datos diarios del precio del combustible Diesel 2 como variable proxy para controlar por los costos asociados al transporte. Con el objeto de evaluar la dinámica de transmisión de la información entre ciudades a nivel regional y, a partir de ello, la existencia de relaciones de umbrales en los precios, se ha considerado conveniente modelar estas variables a partir de un sistema no lineal dinámico (descrito en la sección 3.1) en el que se incorporen explícitamente las relaciones de largo plazo existentes entre los precios del conjunto de pares de ciudades y los costos de transacción¹⁵.

Previamente, en primer lugar, se describirá brevemente las características del mercado de la papa en el Perú analizando el comportamiento de la producción y el consumo con el objeto de verificar si empíricamente existen reversiones en los patrones de comercio regional, hecho que puede ser explicado por las relaciones de umbrales entre los precios provocadas por los costos de transacción como sostiene este documento. En segundo lugar, se procederá a evaluar si los precios en logaritmos presentan raíces unitarias empleado la prueba de Dickey – Fuller

¹⁴ El modelo presentado es una versión simple de una amplia familia de modelos TECM. Chien Lo y Zivot (1999) así como Balke y Fombi (1994) presentan extensiones en términos de estructuras de rezagos más complicadas, diferentes velocidades de ajuste por cada tipo de régimen, etc.

¹⁵ Este tipo de enfoque presenta un modelo estadístico sobre el comportamiento de las variables más que un modelo económico estructural. La ventaja de este tipo de aproximación es que permite acercarse a los datos sin necesidad de establecer restricciones a priori.

umentada, dado que es necesario que tales series sean no estacionarias de orden $I(1)$ para poder realizar pruebas de cointegración. Luego, se evaluará la existencia de relaciones de largo plazo entre los precios de los pares de ciudades y el precio del diesel, utilizando el procedimiento de Johansen y Juselius (1990) como pre-requisito para la estimación del modelo de umbrales de precios.

Verificada la existencia de cointegración entre las series en análisis, se estimará el modelo de corrección de errores con umbrales descrito por la expresión (10). A partir de la estimación de este modelo será posible hallar la velocidad de ajuste al equilibrio, los costos de transacción que se constituyen en los umbrales de la banda de equilibrio de los precios, y las probabilidades de ocurrencia de arbitraje exitoso y fallido a nivel regional controlando por la estacionalidad y la autocorrelación presentes en series de frecuencia diaria. Luego se llevarán a cabo pruebas de razón de verosimilitud para evaluar la significancia de los costos de transacción estimados utilizando la metodología de Prakash y Taylor (1997)

Finalmente, como novedad de este documento, se explorará si el grado de integración de mercados de cada ciudad y los costos de transacción guardan relación con las dotaciones de activos e infraestructura de servicios públicos disponibles en las ciudades (por ejemplo: carreteras, medios de telecomunicación, infraestructura eléctrica, etc) mediante las técnicas de regresión. Los resultados de la aplicación de esta metodología al caso del mercado de la papa en el Perú se describen en la siguiente sección.

4. ESTUDIO DEL MERCADO DE LA PAPA EN EL PERU

4.1 Breve descripción de las particularidades del mercado de estudio

El mercado de la papa presenta características muy peculiares dado que es el producto con mayor superficie sembrada¹⁶ y, por tanto, de mayor producción en el Perú. La producción anual de papa en el Perú los últimos años ha estado entre los 2.6 y 3.2 millones de toneladas métricas, provenientes de la cosecha de 234 a 285 mil hectáreas (DGIA, 2002). La magnitud de su cultivo, que se desarrolla en todos los departamentos de la Sierra y en varios de la Costa, hace que las variaciones en su producción o en los precios por efecto del clima, de la superficie cosechada, del poder adquisitivo, de la transitabilidad de los caminos, de los cambios en rendimientos, de la concentración de las cosechas, afecten constantemente las condiciones de mercado para su comercialización y distribución.

En lo que a distribución espacial se refiere, de los 19 Departamentos que producen Papa en el Perú, 9 aportan más del 75 % de la producción y 3 de ellos alrededor del 35 %, estando casi toda esta producción en la región de la sierra del país, con una estacionalidad muy marcada; se cosecha entre el 60 y 70 % de la producción anual durante los meses de marzo y junio, alrededor del 55 % entre abril y junio.

¹⁶ En el 2001 el Perú ocupó, según la FAO, el undécimo lugar en el mundo en lo que a superficie cultivada se refiere, en una relación de 152 países que cultivan este producto.

La producción de la papa está fuertemente marcada por la estacionalidad. Esto ocurre principalmente porque las condiciones de clima (principalmente precipitaciones en las zonas de secano y avenidas de los ríos en las de riego) condicionan las épocas de siembra y consecuentemente las de cosecha. La variedad de formaciones climáticas del país permite que se pueda sembrar durante todo el año, aunque en distintas proporciones. En algunos casos, las siembras se efectúan planeando cosechar en épocas de poca producción, con miras a mercados demandantes de papa fresca todo el año.

Por su alta concentración poblacional, buen poder adquisitivo, lejanía de las áreas productoras y tradición de consumo, la ciudad de Lima es el mayor mercado de consumo permanente de papa del Perú (más de 1,200 T.M. de promedio diario). Cuenta con un Mercado Mayorista donde se comercializa la mayor parte de este tubérculo que se consume en ella o se reexpone a otros mercados, el que lleva registros diarios de ingresos por procedencias y “variedades” y de los precios de venta mayorista.

Un punto a tomar en cuenta para el análisis de este mercado es el elevado nivel de autoconsumo y de consumo local o regional que tiene este producto, así como la dispersión y pequeña dimensión de muchas de las unidades productivas (principalmente en el departamento de Puno). Los mercados importantes (como la ciudad de Lima, Trujillo, etc.) se abastecen de la producción destinada al comercio y de cantidades variables de excedentes de los demás productores, fuertemente influenciadas por los precios relativos. Pocas cantidades del producto se destinan al mercado internacional.

4.2 Base de Datos disponible

El paso previo para realizar el ejercicio estadístico descrito en la metodología, fue confeccionar la base de datos apropiada. Para tal fin, se recogió información diaria sobre precios nominales al por mayor proveniente de la base de datos de precios diarios recopilada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática INEI para la construcción del IPC, teniendo como período de análisis el lapso comprendido entre enero de 1995 y mayo del 2001. Dicha base fue verificada con la información proveniente de las publicaciones del Ministerio de Agricultura MINAG (tanto de la Oficina de Información Agraria como de la Dirección General de Información Agraria DGIA).

Las ciudades escogidas para la investigación fueron: Lima, Arequipa, Huancayo, Ica, Ayacucho, Piura, Puno, Huancavelica, Trujillo y Cusco puesto que las series de precios para estas ciudades presentaron el menor número de observaciones omitidas¹⁷ y porque en las mismas existen una significativa distribución porcentual de la producción (véase Tabla 2). Con el propósito de homogenizar los datos, se consideraron semanas de cinco días dado que en la

¹⁷ Se utilizó el método de imputaciones aleatorias como alternativa para solucionar los problemas de observaciones omitidas. Para ello se usó el procedimiento propuesto por King et al. (2001). El procedimiento asume que la base de datos presenta una distribución normal multivariada y genera una serie de simulaciones aleatorias de la misma base, empleando un esquema de retardos distribuidos, para completar las observaciones omitidas. Los resultados de las imputaciones guardaron consistencia con los datos de las series en logaritmos y fueron superiores a los obtenidos por el método de interpolación lineal.

base original habían demasiadas observaciones omitidas para los fines de semana. Se verificó que la exclusión de estas observaciones no generaran sesgos por el efecto fin de semana. La base de datos final contiene 1540 observaciones para cada una de las ciudades mencionadas.

TABLA 1: Participación Porcentual en la Producción de Papa de las regiones analizadas 2001

Regiones	Toneladas	Porcentaje
Lima	119236	3.77%
Ica	34306	1.08%
Arequipa	119257	3.77%
Ayacucho	140725	4.45%
Junín	421052	13.30%
Huancavelica	186675	5.90%
Cusco	178196	5.63%
Puno	397062	12.54%
Piura	10401	0.33%
La Libertad	318825	10.07%
Total	1925735	60.84%

Fuente: DGIA – MINAG, 2001

4.3 Estimación del modelo y pruebas de hipótesis

Utilizando los datos descritos en el apartado anterior, se procedió a estimar el modelo de corrección de errores con umbrales (TVEC) descrito en 3.1 para hallar los costos de transacción y las velocidades de ajuste para un total de 45 pares de ciudades. Previamente se verificó que todas las series de precios fuesen no estacionarias en niveles pero estacionarias en primeras diferencias. Además, se verificó que todos los pares de series de precios en logaritmos para las ciudades en análisis se hallan cointegrados con el precio del combustible, al menos al 10% de confianza¹⁸. Generalmente, las estimaciones de los coeficientes de cointegración de los precios fueron cercanas a la unidad, lo cual es consistente con la presencia de integración espacial de mercados con costos reales de transacción constantes. Posteriormente, se estimó el modelo TVEC descrito en (10) del cual se pudieron obtener las estimaciones de los costos de transacción y los parámetros de ajuste a la banda de equilibrio. Con el propósito de realizar comparaciones, se estimó consecutivamente un modelo AR(1) en el cual se asume que no existen discontinuidades ni reversiones en los flujos de comercio. La estimación de este último modelo sirve para comparar la bondad del ajuste del modelo TVEC utilizando los parámetros ajuste, coeficiente usualmente reportado en los estudios de integración de mercados que conforman la literatura especializada. En la Tabla 2 reportan, adicionalmente a los estimadores descritos, el tiempo promedio que tardan los precios en

¹⁸ Los resultados de las pruebas estadísticas están a disposición de los lectores previa solicitud a los autores.

ajustarse a la banda de equilibrio, la prueba Dickey – Fuller para evaluar la presencia de no estacionariedad dentro de la banda de equilibrio, según se describe en la expresión (3.7), las pruebas estadísticas de significancia conjunto de los resagos del margen de precios y las dummies estacionales, y el ponderador del costo de transporte.

Los umbrales o costos de transacción obtenidos se constituyen en estimadores de la distorsión que existe en el comercio de la papa. Compararlos con información de costos de transacción observados puede constituirse en la base para futuras investigaciones sobre eficiencia de mercados agrícolas en el Perú. Desafortunadamente, dado el estado actual del avance de la Econometría, no resulta claro como llevar a cabo en la práctica inferencia estadística sobre estos estimadores dado que estos parámetros poseen una distribución límite no estándar que depende de los momentos de la muestra (véase Hansen, 1997). Sin embargo, Chan (1993) y Chan y Tsay (1998) han demostrado que los parámetros umbrales son superconsistentes¹⁹ y que el resto de parámetros de los modelos TVEC asintóticamente se distribuyen siguiendo una función de distribución normal estándar con las usuales fórmulas para las matrices de varianza-covarianza siendo independientes de los parámetros umbrales. Por tanto, es factible evaluar la significancia del resto de parámetros del modelo utilizando la prueba de Wald convencional dado que los estadísticos se distribuyen asintóticamente siguiendo una función Chi - cuadrado (Chien Lo y Zivot, 1999; Hansen, 2001).

A pesar que no es posible realizar inferencia estadística sobre los costos de transacción, la superconsistencia de los umbrales garantiza que estos estimadores pueden ser tratados como los verdaderos costos de transacción para propósitos de la investigación. Por otra parte, la existencia de una considerable dispersión en los costos estimados²⁰ permite reforzar el argumento anterior pues, a pesar que es posible la presencia de algunos umbrales no significativos, es poco probable que todos los costos sean insignificantes dada la importante cantidad de pares de ciudades en estudio. Finalmente, debe mencionarse que existen otras maneras indirectas para evaluar la significancia de los costos de transacción en las relaciones de arbitraje. Primero, evaluar la significancia del parámetro de ajuste dado que si dicho coeficiente es estadísticamente igual a cero, se rechazaría la existencia de un mecanismo de corrección de errores con umbrales y por ende, la existencia de los costos de transacción. Segundo, llevar a cabo una prueba de razón de verosimilitud para ver si el modelo de umbrales propuesto brinda un mejor ajuste respecto a otra especificación sin umbrales. Si el modelo TVEC se acepta como válido, entonces indirectamente se valida la existencia de los costos de transacción en las relaciones de arbitraje. En este documento, siguiendo la propuesta de Prakash y Taylor (1997), se realiza esta prueba teniendo como hipótesis nula que la especificación modelo es AR(1) sin umbrales. Dado que, como señalan Chen lo y Zivot (1999), la distribución del estadístico no es estándar se emplea el método de Simulaciones de MonteCarlo para hallar los valores críticos y aproximaciones de los p-values.

¹⁹ Según Chan (1993), estos parámetros convergen a la tasa T que viene a ser el número de observaciones.

²⁰ El coeficiente de variación de los costos de transacción presentados en la Tabla 3 es 0.412.

TABLA 2: Costos de Transacción y Velocidades de Ajuste al Equilibrio en los mercados de la Papa en el Perú

Pares de Mercados	Modelo de Corrección de Errores con Umbrales									Modelo AR(1) sin umbrales	
	Costo de Transacción	Velocidad de Ajuste	Tiempo de ajuste promedio (90% del valor de equilibrio)	Prueba ADF para evaluar el régimen dentro de la banda	Ponderador del costo observable de transacción	Prueba de Nulidad de las dummies estacionales	Prueba de Nulidad de los resagos	Número de Resagos	Número de Resagos	Velocidad de Ajuste	Tiempo de ajuste promedio (90% del valor de equilibrio)
Lima - Huancayo	0.205	-0.256 ***	7.802	-7.524	0.076 *	146.836 ***	142.417 ***	0.114	2	-0.173 ***	12.123
Lima - Piura	0.545	-0.191 ***	10.839	-2.586	-0.278 *	18.171 *	21.612 ***	0.057	6	-0.058 ***	38.639
Lima - Arequipa	0.239	-0.179 ***	11.684	-2.956	-0.154 ***	18.277 *	27.232 ***	0.061	4	-0.093 ***	23.509
Lima - Trujillo	0.296	-0.637 ***	2.275	-6.086	0.057	21.531 ***	65.793 ***	0.881	2	-0.103 ***	21.001
Ica - Lima	0.111	-0.512 ***	3.212	-1.912	-0.102 ***	47.138 ***	218.138 ***	0.071	5	-0.174 **	12.024
Lima - Ayacucho	0.204	-0.225 ***	9.033	-5.569	-0.101 ***	45.385 ***	21.971 ***	0.08	8	-0.081 ***	27.359
Lima - Huancavelica	0.526	-0.354 ***	5.273	-6.549	-0.123	37.003 ***	8.908 **	0.162	2	-0.078 ***	28.849
Lima - Cusco	0.314	-0.084 ***	26.189	-1.263	-0.122	8.576	13.367 ***	0.889	2	-0.034 ***	66.141
Huancayo - Huancavelica	0.245	-0.247 ***	8.116	-1.998	-0.098	19.680 ***	32.075 ***	0.17	6	-0.099 ***	21.944
Ayacucho - Huancayo	0.314	-0.229 ***	8.82	-6.22	-0.098	36.159 ***	70.518 ***	0.055	4	-0.096 ***	22.79
Huancayo - Cusco	0.414	-0.165 ***	12.804	0.512	-0.121	28.247 ***	12.791 ***	0.071	3	-0.048 ***	46.72
Huancayo - Ica	0.282	-0.277 ***	7.092	-7.932	0.028	64.405 ***	65.311 ***	0.16	2	-0.167 ***	12.578
Huancayo - Trujillo	0.404	-0.357 ***	5.208	-6.098	0.005	25.119 ***	137.046 ***	0.266	2	-0.107 ***	20.316
Piura - Trujillo	0.325	-0.239 ***	8.408	-3.437	0.009	30.925 ***	22.437 ***	0.109	2	-0.090 ***	24.388
Piura - Ica	0.413	-0.187 ***	11.099	-1.943	-0.213 **	17.437 *	79.659 ***	0.098	2	-0.075 ***	29.587
Arequipa - Piura	0.567	-0.196 ***	10.534	-2.204	-0.486 ***	85.406 ***	42.924 ***	0.79	2	-0.069 ***	32.044
Piura - Huancayo	0.453	-0.067 ***	32.961	-1.467	-0.403	17.520 ***	52.884 ***	0.065	2	-0.078 ***	28.377
Piura - Huancavelica	0.657	-0.256 ***	7.791	-5.762	-0.131	39.642 ***	21.279 ***	0.353	2	-0.1 ***	21.797
Piura - Ayacucho	0.576	-0.102 ***	21.364	-3.358	0.243	25.418 ***	222.204 ***	0.059	2	-0.064 ***	35.055
Arequipa - Ayacucho	0.562	-0.123 ***	17.711	-4.498	-0.056	45.522 ***	337.76 ***	0.96	3	-0.055 ***	40.859
Arequipa - Puno	0.396	-0.071 ***	31.511	-0.902	-0.669 ***	22.866 ***	16.529 ***	0.054	3	-0.037 ***	61.769
Arequipa - Trujillo	0.442	-0.739 ***	1.716	-6.309	-0.096 *	25.954 ***	137.777 ***	0.755	3	-0.086 ***	25.549
Arequipa - Ica	0.232	-0.205 ***	10.047	-1.009	-0.359 ***	60.79 ***	567.306 ***	0.067	3	-0.119 ***	18.035

*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, significativo al 10%

Continua ...

Elaboración: Propia.

TABLA 2: Costos de Transacción y Velocidades de Ajuste al Equilibrio en los mercados de la Papa en el Perú

Pares de Mercados	Modelo de Corrección de Errores con Umbrales									Modelo AR(1) sin umbrales	
	Costo de Transacción	Velocidad de Ajuste	Tiempo de ajuste promedio (90% del valor de equilibrio)	Prueba ADF para evaluar el régimen dentro de la banda	Ponderador del costo observable de transacción	Prueba de Nulidad de las dummies estacionales	Prueba de Nulidad de los resagos	Número de Resagos	Número de Resagos	Velocidad de Ajuste	Tiempo de ajuste promedio (90% del valor de equilibrio)
Huancayo - Arequipa	0.553	-0.106 *	20.517	-7.262	0.046	60.202 ***	31.669 ***	0.209	2	-0.107 ***	20.338
Huancavelica - Arequipa	0.819	-0.373 **	4.93	-5.794	-0.257 ***	31.789 ***	49.504 ***	0.862	2	-0.065 ***	34.121
Puno - Trujillo	0.516	-0.261 ***	7.618	-2.246	-0.05	18.045 *	73.343 ***	0.872	2	-0.055 ***	40.436
Ayacucho - Puno	0.798	-0.456 ***	3.782	-4.644	0.566	35.863 ***	38.901	0.185	2	-0.031 ***	74.013
Puno - Ica	0.744	-0.199 ***	10.369	-0.856	-0.33 **	31.579 ***	202.342 ***	0.055	1	-0.039 ***	57.979
Huancayo - Puno	0.942	-0.267 ***	7.424	-5.958	-0.066	51.927 ***	15.786 ***	0.154	2	-0.039 ***	56.668
Huancavelica - Puno	0.769	-0.235 ***	8.614	-4.843	-0.121	42.328 ***	21.147 ***	0.269	2	-0.046 ***	49.314
Huancavelica - Trujillo	0.368	-0.461 ***	3.72	-6.987	0.127 *	32.890 ***	115.140 ***	0.806	2	-0.087 ***	25.429
Huancavelica - Cusco	0.714	-0.480 ***	3.519	-4.886	-0.222 **	2.026	25.521 ***	0.321	2	-0.056 ***	39.976
Trujillo - Ica	0.199	-0.197 ***	10.465	-5.54	-0.037	41.169 ***	32.525 ***	0.061	2	-0.104 ***	20.934
Trujillo - Cusco	0.68	-0.773 ***	1.554	-4.305	-0.033	11.04	104.812 ***	0.226	2	-0.045 ***	50.491
Ayacucho - Trujillo	0.557	-0.344 **	5.468	-5.449	0.135	25.523 ***	165.457 ***	0.061	2	-0.056 ***	40.194
Ayacucho - Huancavelica	0.298	-0.126 ***	17.047	-0.333	-0.236 ***	60.811 ***	47.033 ***	0.055	2	-0.089 ***	24.695
Huancavelica - Ica	0.377	-0.219 ***	9.303	-5.179	-0.053	40.329 ***	63.33 ***	0.105	2	-0.083 ***	26.448
Lima - Puno	0.343	-0.054 ***	41.458	-0.287	-0.099	17.979 *	9.603 ***	0.057	2	-0.031 ***	73.818
Piura - Puno	0.433	-0.135 ***	15.822	-2.484	-0.259 ***	18.176 *	13.873 ***	0.132	2	-0.069 ***	32.344
Puno - Cusco	0.371	-0.118 ***	18.379	-2.516	0.019	16.959 *	7.493 **	0.521	2	-0.047 ***	47.351
Ayacucho - Ica	0.421	-0.114 ***	19.007	-5.589	-0.027	48.006 ***	42.651 ***	0.051	2	-0.065 ***	34.001
Cusco - Ayacucho	0.483	-0.107 ***	20.297	-4.605	-0.029	12.346	84.999 ***	0.788	2	-0.049 ***	45.354
Ica - Cusco	0.437	-0.152 **	14.006	-1.431	-0.057	9.078	69.039 ***	0.104	2	-0.041 ***	55.105
Piura - Cusco	0.477	-0.120 ***	17.969	-3.779	-0.162 *	47.089 ***	69.399 ***	0.391	2	-0.069 ***	31.861
Cusco - Arequipa	0.415	-0.138 ***	15.56	-1.138	-0.064	26.068 ***	28.969 ***	0.167	2	-0.047 ***	47.986

*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, significativo al 10%

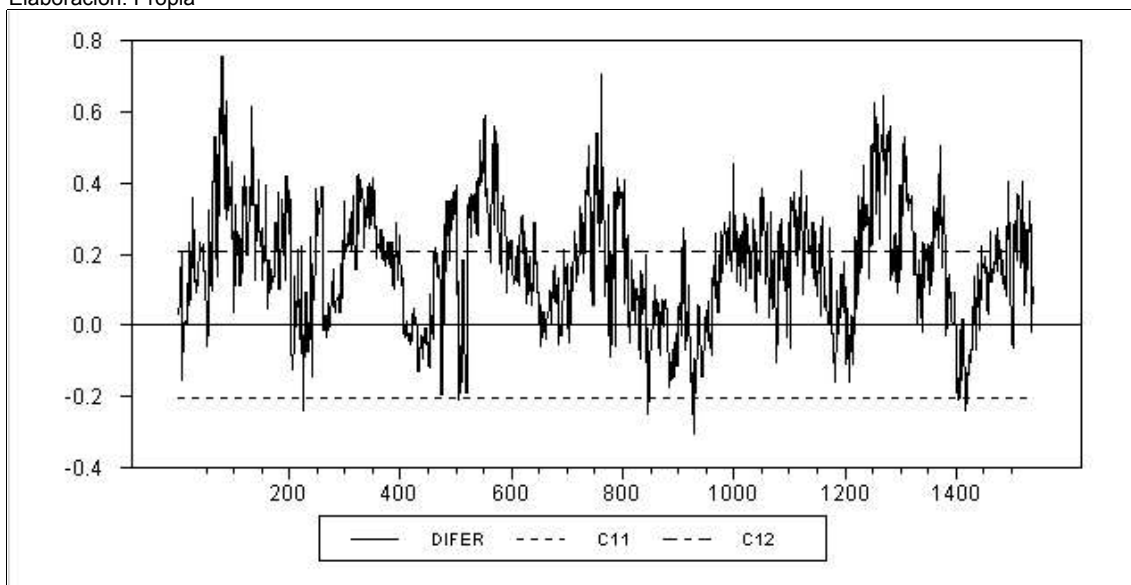
Elaboración: Propia.

4.3.1 Principales Resultados

En el Gráfico 1 puede apreciarse como se define la banda de equilibrio para el caso del diferencial de precios Lima – Huancayo. Los resultados de la estimación sugieren que la banda de equilibrio queda definida por los umbrales 0.205, -0.205. Al parecer, debido a que el diferencial de precios se halla dentro o por encima de la banda de equilibrio, la mayor parte del comercio se da en un sola dirección (Huancayo hacia Lima) con un costo de transacción de 20.5%

GRAFICO 1: Estimación de los Costos de Transacción
Lima vs Huancayo

Elaboración: Propia



Según la Tabla 2, para todos los pares de ciudades se puede verificar la presencia de un mecanismo de ajuste a la banda de equilibrio determinada por los costos de transacción (dado que los parámetros de ajuste son significativamente diferentes de cero). Esto puede ser interpretado como evidencia de que los comerciantes fallan en sus predicciones de los precios entre ciudades. Por ejemplo, si se produce un sobre-abastecimiento (escasez) de papa, se generarán beneficios negativos (positivos) producto del arbitraje los cuales tenderán a ser nulos a medida que el mercado vaya corrigiendo el desequilibrio.

Las estimaciones de los costos de transacción son, en general, razonables para los pares de ciudades analizados. En el caso del par Ayacucho – Puno el costo de transacción es muy elevado (79%) por lo que existen pocas posibilidades de comercio entre ambas ciudades, hecho que puede explicarse por que, primero, Puno es un región que prácticamente autoconsume la papa que produce y, segundo, existe una considerable distancia y diversidad geográfica entre ambas ciudades. Similar explicación resulta válida, por ejemplo, para los pares Huancavelica – Puno, Huancayo – Puno y Huancavelica – Cusco.

Por otro lado, existen casos intermedios como los pares Piura – Huancavelica, Arequipa – Ayacucho, Huancayo – Trujillo, Ayacucho – Trujillo, entre otros donde los costos de transacción no son tan elevados y los parámetros de ajuste indican mayor velocidad para alcanzar el equilibrio. La integración de mercados en estos casos se da, como sostienen Erjnaes y Persson (2001), a través de ciudades intermedias que sirven de nexo para el comercio y el transporte de los productos. Por ejemplo, el par Huancayo – Trujillo se articula mediante la ciudad de Lima, el par Piura – Huancavelica, se integra vía el corredor Huancayo – Lima – Trujillo. Los umbrales estimados en estos casos pueden interpretarse como los costos de transacción diferenciales que existen desde un par de mercados hacia un tercer mercado con los cuales aquellos están vinculados como oferentes o consumidores. Dicha

interpretación es consistente con lo planteado por Ejrnaes y Persson (2001), quienes muestran que el diferencial de precios de equilibrio entre mercados integrados que no comercian entre si es menor que el costo de transporte entre ellos.

Debe destacarse, además, que existen pares de ciudades donde el ajuste al equilibrio es rápido debido a los reducidos costos de transacción por lo que las oportunidades de arbitraje son poco persistentes (menos de 8 días para el ajuste al equilibrio). Pueden citarse los casos de Lima – Huancayo, Ica – Lima, Arequipa – Ica, Huancayo – Huancavelica, Piura – Trujillo, entre otros. La cercanía de las ciudades, la similitud en las condiciones geográficas y el acceso a caminos pavimentados, facilitaría en estos casos el comercio de papa, como es el caso del par Lima – Huancayo. Un detalle adicional que debe mencionarse es que, en general, los pares de ciudades ubicados en la costa presentan menores costos de transacción y mayor velocidad de ajuste al equilibrio lo cual puede explicarse debido a las mejores facilidades para el transporte dado el buen estado de las carreteras en esa zona.

Otro resultado destacable es que, en la mayoría de los casos, el modelo TVEC resulta ser una especificación adecuada frente a un modelo simple AR (1) sin umbrales. Según la Tabla 3, en muchos de los pares de mercados analizados los costos de transacción son factores distorcionantes significativos del comercio por lo que estimar las relaciones de arbitraje sin tener en cuenta estos costos sería cometer un error de especificación.

TABLA 3: Prueba de Razón de Verosimilitud Ho: AR(1) vs H1: TVEC

Valores Críticos: 6.195, 16.531, 23.695 y 49.360 al 25%, 10%, 5% y 1% de significancia
 Los p-values y los valores críticos han sido aproximados mediante 1000
 simulaciones de MonteCarlo. * significativo al 10%, ** significativo al 5%
 Elaboración: Propia.

Pares de Mercados	Razón		Probabilidad
Lima - Huancayo	82.792	**	0.001
Lima - Piura	86.330	**	0.001
Lima - Arequipa	36.934	**	0.019
Lima Trujillo	90.284	**	0.000
Ica - Lima	468.421	**	0.000
Lima Ayacucho	12.864		0.136
Lima - Huancavelica	52.938	**	0.007
Lima - Cusco	16.819	*	0.096
Huancayo - Huancavelica	24.367	**	0.047
Ayacucho - Huancayo	26.123	**	0.041
Huancayo -- Cusco	12.426		0.140
Huancayo - Ica	8.199		0.208
Huancayo -Trujillo	14.626		0.124
Piura - Trujillo	49.484	**	0.010
Piura - Ica	24.438	**	0.046
Arequipa - Piura	148.204	**	0.000
Huancayo - Piura	36.216	**	0.021
Piura - Huancavelica	36.417	**	0.020
Piura - Ayacucho	3.662		0.295
Arequipa - Ayacucho	127.485	**	0.000
Arequipa - Puno	1450.225	**	0.000
Arequipa - Trujillo	28.841	**	0.033
Huancayo - Arequipa	13.149		0.135
Huancavelica - Arequipa	29.751	**	0.031
Puno - Trujillo	21.579	*	0.064
Ayacucho - Puno	10.212		0.171
Puno - Ica	71.099	**	0.002
Huancayo - Puno	9.514		0.179
Puno - Huancavelica	4.432		0.281
Huancavelica - Trujillo	18.627	*	0.080
Huancavelica - Cusco	11.911		0.150
Trujillo - Ica	55.196	**	0.008
Trujillo - Cusco	6.223		0.249
Ayacucho - Trujillo	18.022	*	0.086
Ayacucho - Huancavelica	102.857	**	0.000
Huancavelica - Ica	42.411	**	0.013
Lima - Puno	21.484	*	0.067
Piura - Puno	116.192	**	0.000
Puno - Cusco	22.199	*	0.059
Ayacucho - Ica	24.746	**	0.040
Cusco - Ayacucho	33.016	**	0.025
Piura - Cusco	53.261	**	0.007
Arequipa - Cusco	52.764	**	0.007

4.4 Identificación de los diversos regímenes de arbitraje y su consistencia con el consumo de Papa en el Perú

En la Tabla 4 se presenta el porcentaje de casos en que el diferencial de precios de los mercados cae dentro y fuera de la banda de equilibrio con el propósito de identificar los diferentes regímenes de arbitraje. Como puede apreciarse, en el caso de la mayoría de los pares de mercados, es posible observar que existen potenciales reversiones en los patrones de comercio aunque los porcentajes comprometidos de observaciones son pequeños.

Es en el Régimen 2, en el cual no persisten las oportunidades de arbitraje, donde frecuentemente se hallan situados los pares de mercados: la condición de arbitraje eficiente se satisface en más del 70% de los casos. En sólo pocos casos, menos del 60% de las observaciones se hallan dentro del Régimen 2 (por ejemplo el caso de los pares Puno – Cusco, Lima – Huancayo). En otras palabras, aún si en algunas ocasiones las oportunidades de comercio no son completamente explotadas, gran cantidad de los mercados se encuentran a menudo en una situación de arbitraje eficiente.

Es posible deducir entonces que, a pesar de la existencia de integración de mercados en el largo plazo, existen oportunidades para el arbitraje dado que hay rigideces en el proceso de ajuste al equilibrio, hecho por el cual los mercados no se hallan integrados en el corto plazo. No obstante, en la mayoría de pares de mercados, la situación de arbitraje eficiente se satisface en más del 70% de los casos.

Debe destacarse que sin mayor información sobre los costos de transacción observados o sobre los flujos de comercio, no es posible derivar conclusiones robustas acerca de la eficiencia de las relaciones de arbitraje y sobre las reversiones en los patrones de comercio. Sin embargo, existen algunas piezas de información disponible para este propósito. Utilizando datos de la encuesta ENAHO – IV 2001 del Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú (INEI) es posible estimar el consumo de papa por departamento para el último trimestre del año 2001 con el objeto de contrastar esta estimación con los datos de producción de papa para evaluar la ocurrencia de las reversiones en los patrones de comercio. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

TABLA 4: Probabilidades de Ocurrencia para los distintos tipos de regímenes de arbitraje

Pares de Ciudades	Regimen I	Regimen II	Régimen III
	Oportunidades de comercio beneficio para la primera ciudad	Arbitraje Eficiente (no existen oportunidades de comercio beneficioso)	Oportunidades de comercio beneficio para la segunda ciudad
Lima - Huancayo	0.7%	57.6%	41.7%
Lima - Piura	6.5%	93.3%	0.1%
Lima - Arequipa	12.7%	85.5%	1.9%
Lima - Trujillo	1.8%	87.0%	11.2%
Ica - Lima	10.7%	85.7%	3.5%
Lima - Ayacucho	2.9%	78.2%	18.9%
Lima - Huancavelica	0.0%	96.4%	3.5%
Lima - Cusco	8.4%	65.7%	25.8%
Huancayo - Huancavelica	12.5%	78.6%	9.0%
Ayacucho - Huancayo	11.5%	85.8%	2.7%
Huancayo - Cusco	11.8%	82.3%	5.9%
Huancayo - Ica	20%	79%	1%
Huancayo - Trujillo	9.8%	89.2%	1.0%
Piura - Trujillo	2.1%	62.6%	35.3%
Piura - Ica	1.1%	77.7%	21.2%
Arequipa - Piura	2.9%	95.9%	1.1%
Huancayo - Piura	0.9%	64.2%	34.8%
Piura - Huancavelica	0.0%	88.8%	11.2%
Piura - Ayacucho	0.0%	73.4%	26.6%
Arequipa - Ayacucho	0.0%	80.6%	19.0%
Arequipa - Puno	14.5%	82.5%	2.9%
Arequipa - Trujillo	0.3%	90.9%	8.8%
Arequipa - Ica	1.9%	77.5%	20.6%
Huancayo - Arequipa	10.3%	89.7%	0.0%
Huancavelica - Arequipa	0.6%	99.4%	0.0%
Puno - Trujillo	1%	81%	18%
Puno - Ayacucho	20.6%	79.4%	0.0%
Puno - Ica	1%	94%	5%
Huancayo - Puno	4.5%	95.5%	0.0%
Puno - Huancavelica	4.0%	96.0%	0.0%
Huancavelica - Trujillo	9.9%	88.9%	1.2%
Huancavelica - Cusco	0.13%	99.74%	0.13%
Trujillo - Ica	18.8%	70.1%	11.2%
Trujillo - Cusco	0.7%	97.9%	1.4%
Ayacucho - Trujillo	10.3%	89.0%	0.6%
Ayacucho - Huancavelica	2.6%	82.3%	15.1%
Huancavelica - Ica	9.2%	89.7%	1.0%
Lima - Puno	31.6%	65.3%	3.1%
Piura - Puno	6.5%	86.2%	7.3%
Puno - Cusco	0.5%	47.9%	51.6%
Ayacucho - Puno	18.1%	80.5%	1.5%
Cusco - Ayacucho	0.5%	87.3%	12.1%
Ica - Cusco	5.4%	81.8%	12.8%
Arequipa - Cusco	1.2%	71.0%	27.7%

Elaboración: Propia.

TABLA 5: Estimación del Consumo Promedio de Papa en el Perú por departamentos para el IV trimestre del 2001

Departamentos	Consumo Estimado (toneladas)	Intervalo de Confianza Consumo 95%		Producción (Febrero)	Producción (Junio)	Producción (Agosto)	Producción (Octubre)	Brecha Estimada (Feb)	Brecha Estimada (Jun)	Brecha Estimada (Ago)	Brecha Estimada (Oct)
Arequipa	4464.46	3490.46	5438.46	17569	2531	13172	15417.00	13,105	-1,933	8,708	10,953
Ayacucho	3063.81	1786.30	4341.33	5590	21112	0	12.00	2,526	18,048	-3,064	-3,052
Cusco	4276.50	2864.79	5688.21	4536	46303	235	252.00	260	42,027	-4,041	-4,024
Huancavelica	3472.33	2181.78	4762.87	2480	17723	0	858.00	-992	14,251	-3,472	-2,614
Ica	2533.97	1673.06	3394.87	0	344	30084	7459.00	-2,534	-2,190	27,550	4,925
Junin	9014.24	6541.88	11486.59	31315	48738	6407	3771.00	22,301	39,724	-2,607	-5,243
La Libertad	6106.89	4646.68	7567.09	5758	53663	18779	14191.00	-349	47,556	12,672	8,084
Lima	44875.52	41847.53	47903.51	3022	1112	2500	25404.00	-41,854	-43,764	-42,376	-19,472
Piura	3301.32	2479.18	4123.46	1370	1004	546	437.00	-1,931	-2,297	-2,755	-2,864
Puno	5920.87	4447.51	7394.23	2259	38534	0	0	-3,662	32,613	-5,921	-5,921
Total Analizado	87029.89	82439.67	91620.10	73899.00	231064.00	71,723	67,801	-13,131	144,034	-15,307	-19,229
Resto del país	34986.92	31222.39	38751.45	83334.00	125073.00	38,516	55,954	48,347	90,086	3,529	20,967
Total Perú	122016.80	116818.60	127215.00	157233.00	356137.00	110,239	123,755	35,216	234,120	-11,778	1,738

Fuente: INEI y Estadística Agraria Trimestral - MINAG.

Elaboración: Propia basada en las estimaciones realizadas a partir de la Encuesta ENAHO IV-2001.

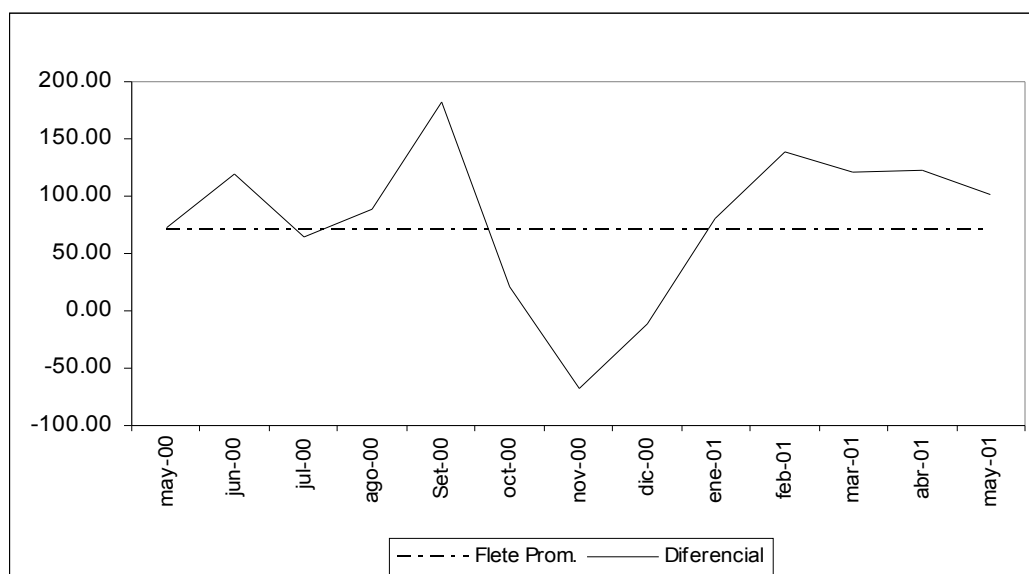
Dada la amplia variedad de climas y zonas de cultivo que tiene el Perú no es de extrañar que un mismo cultivo se produzca en distintas épocas del año. Esta diversidad permita que las oportunidades de comercio entre las regiones estén presentes. Tal como se puede notar en la Tabla 3 existen departamentos del país que siendo productores, son “exportadores netos” un periodo del año pero son “importadores netos” en otro periodo del año. Así por ejemplo, Junín produce bastante más de lo que consume la población del departamento durante el primer semestre del año, mientras que durante el segundo semestre estaría obligado a comprar papa producida en otros departamentos para cubrir su consumo. Algo similar ocurre en Ayacucho, Cuzco o Huancavelica, o en Ayacucho y en Ica donde se requiere importar

papa durante al menos algunos meses del primer semestre del año. Por otro lado existen departamentos que siempre producen más de lo que consumen como Arequipa y La Libertad y tienden a ser exportadores netos la mayor parte del año, mientras que otros, como Lima y Piura, tienden a ser importadores netos durante todo el año. Con esta evidencia, es posible sostener la existencia de reversiones en los patrones de comercio en el mercado de la papa según se había señalado a partir de los resultados de la Tabla 4.

Otra manera de contrastar la existencia de diferentes regímenes de arbitraje y de reversiones en los patrones de comercio es comparar el comportamiento de los diferenciales de precios respecto a los costos de transporte observados. En base a la información obtenida del Ministerio de Transportes (MTC) sobre los fletes promedio por tonelada de carga, es posible identificar la presencia de diferentes regímenes de comercio, según se observa en el Gráfico 3 para el caso del par Lima – Huancayo²¹. Durante los meses de mayo a septiembre del es posible identificar que la dirección de comercio va desde Huancayo hacia Lima dado que los precios en Lima son superiores al costo promedio del flete. Este resultado es consistente con la evolución de la producción de papa en el país la cual puede observarse en la Tabla 5. Durante esos meses, la sierra centro del Perú entra en período de cosecha de este tubérculo, conocida como campaña grande, siendo el principal mercado de destino la ciudad de Lima. Las oportunidades de comercio hacia a Lima para la ciudad de Huancayo se incrementan en ese período. Sin embargo, durante la campaña chica que comprende los meses de septiembre a diciembre, la producción de la sierra central decae siendo la demanda de Lima cubierta por el departamento de Huanuco. En ese período del año, las oportunidades de comercio para la ciudad de Huancayo decrecen dado que sus precios pierden competitividad frente a Lima. Resulta evidente entonces que existen reversiones en los patrones de comercio de papa entre estas ciudades y que la dirección del comercio no es unidireccional a lo largo del año como los resultados de este documento lo verifican.

²¹ Los datos y gráficos para el resto de pares de ciudades esta a disposición de los autores.

GRAFICO 2: Diferencial de Precios entre Lima y Huancayo por tonelada de Papa respecto al Flete Promedio, 2000 - 2001



Fuente: DGIA, MTC. Elaboración: Propia.

4.2 Determinantes de los costos de transacción en el mercado de la Papa

Luego de haber estimados los costos de transacción y los parámetros de ajuste como indicadores de la distorsión en el comercio y la rapidez con que los mercados convergen al equilibrio respectivamente, se pasa a evaluar cuáles son los factores determinantes de estas variables a partir de los activos públicos disponibles en las ciudades analizadas como medios de telecomunicaciones y difusión masiva, infraestructura de energía eléctrica, carreteras, entre otros. La identificación de los determinantes de los costos de transacción que existe entre los mercados agrícolas ubicados en diferentes ciudades ayudará en la aplicación de políticas que mejoren la eficiencia y la competencia en tales mercados.

Los datos utilizados en esta sección corresponden a la Encuesta Nacional de Infraestructura Social y Económica Distrital del INEI la cual recoge datos sobre diversos tipos de infraestructura: electrificación, caminería, telefonía, centros educativos, centros de salud, ferias, medios de difusión radial y televisiva, etc. a nivel de municipios distritales para los años 1997 a 1999.

Tomando como variable dependiente los costos de transacción y los parámetros de ajuste en esta sección se estiman dos tipos de regresiones. Se estima, en primer lugar, mediante el método stepwise regresiones lineales para evaluar la relación entre los costos de transacción y los activos públicos. Como punto de partida se estima una primera ecuación de donde se analiza la relación entre la dotación de infraestructura en el año 1999 para los distritos que conforman la provincia donde se localizan las ciudades en estudio y los costos estimados. Las variables independientes en esta regresión son: 1) el porcentaje de distritos en la provincia donde se localiza la primera (segunda)

ciudad del par analizado que tienen acceso a más de 13 horas de energía eléctrica - Energía 1 y 2 - , 2) el porcentaje de caminos asfaltados en el departamento donde se ubica la primera (segunda) ciudad - Caminos 1 y 2 - , 3) el porcentaje de distritos en la provincia donde se halla la primera (segunda) ciudad que tienen emisoras locales de radio - Radio 1 y 2 - , 4) el porcentaje de instalaciones telefónicas concentradas en la provincia donde se localiza la primera (segunda) ciudad - Telecom 1 y 2 - , 5) el porcentaje de distritos en la provincia donde se ubica la primera (segunda) ciudad que cuenta con mercado de abastos - Mercado 1 y 2 - y 6) el porcentaje de distritos en la provincia donde se localiza la primera (segunda) ciudad que cuenta con ferias (Feria 1 y 2).

Los resultados pueden apreciarse en la Tabla 6 para el Modelo 1. Es posible observar que existe una relación negativa entre el nivel de los costos de transacción y las variables de infraestructura vial y eléctrica, así como el grado de acceso a medios de telecomunicaciones puesto que los coeficientes de tales variables son negativos y significativos. Por otro lado, el acceso a Ferias y Mercados de Abastos no afectarían, en principio, los costos de transacción dada la no significancia de los parámetros de estas variables.

Como siguiente paso, se estimó una regresión con truncamiento para evaluar la relación entre la eficiencia de mercados la cual es aproximada en este documento mediante el parámetro de ajuste al equilibrio. La selección de un modelo con truncamiento se debió al hecho que, en teoría, las velocidades de ajuste pueden distribuirse en el intervalo $[0,-1]$, donde cero indicaría que los mercados no convergen al equilibrio y menos uno indicaría perfecto ajuste al equilibrio ante shock exógenos. Los resultados pueden apreciarse en la Tabla 6 para el Modelo 2. Como puede notarse, los resultados son similares a los hallados en el Modelo 1: los activos públicos juegan un rol relevante en el incremento de la eficiencia de los mercados al elevar la rapidez con que estos reaccionan ante desequilibrios transitorios.

Finalmente, se procedió a evaluar la relación existente entre los costos de transacción y los parámetros de ajuste con los cambios en la dotación de la infraestructura distrital (caminos, energía eléctrica, medios radiales) en las ciudades analizadas entre el año 1997 y 1999. Tomando como stock inicial, la dotación de infraestructura del año 1997 se estimaron regresiones que incluyeron como regresores los cambios en la infraestructura. Como puede apreciarse en la Tabla 7, el incremento o variación en la proporción de los caminos y la infraestructura eléctrica entre 1997 a 1999 son factores significativos que contribuyen en la reducción de los costos de transacción. Similares resultados se encuentran para la estimación del Modelo 2, aunque en este caso el incremento de la proporción de los medios de difusión en las localidades son factores también relevantes para la mejora de la eficiencia de los mercados. Sin embargo, en este modelo el efecto del incremento de la infraestructura eléctrica no queda determinado.

Es posible sostener, por tanto, que el incremento de la infraestructura vial y de energía eléctrica existente así como el mayor grado de acceso a medios de telecomunicaciones y de difusión en las ciudades analizadas provocará una disminución en los costos de transacción así como en el tiempo promedio que tardan los precios en ajustarse a sus niveles de equilibrio como

consecuencia de shock exógenos por lo cual el grado de integración espacial que guardan los mercados de la papa se incrementará en el largo plazo. Con estos hallazgos podemos establecer que la infraestructura vial y eléctrica así como el acceso a medios de difusión de la información y de telecomunicaciones, se constituyen en factores claves para la reducción de los costos de transacción y mejorar el grado en que los mercados se encuentran vinculados espacialmente. Al parecer, la provisión por parte del Estado de dichos servicios públicos resulta de vital importancia para la generación de condiciones que mejoren la eficiencia de los mercados agrícolas en el Perú.

TABLA 6: Factores que determinan la reducción de los Costos de Transacción y el aumento de la Velocidad de Ajuste entre mercados

VARIABLES EXPLICATIVAS	COEFICIENTES MODELO 1	COEFICIENTES MODELO 2
Intercepto	4.011 ** (2.51)	-0.901 (2.19)
Energia1	-2.731 ** (2.12)	-0.458 ** (2.73)
Energia2	-0.514 (0.41)	-1.343 ** (3.25)
Caminos1	-1.971 ** (2.37)	0.281 (1.59)
Caminos2	-1.865 ** (2.84)	-0.685 ** (2.66)
Telecom1	-0.343 * (1.63)	-0.182 ** (2.70)
Telecom2	-0.045 (0.21)	-0.148 ** (2.17)
Mercado1	0.249 * (1.87)	0.111 ** (1.91)
Mercado2	-0.136 (0.59)	0.217 ** (3.16)
Radio1		-0.097 (0.58)
Radio2	-0.044 (0.16)	-0.242 ** (2.17)
Feria1	0.039 (0.2)	-0.076 (0.80)
Feria2	0.352 (1.18)	0.299 ** 3.48
No. de observaciones	45	45
Log - Likelihood	21.725	66.749
Maximum likelihood R2	0.348	0.846
BIC	-165.264	-187.917

Variable Dependiente Modelo 2: Velocidad de Ajuste. Modelo estimado mediante una regresión con truncamiento.

En el primer modelo, t - estadísticos robustos en valor absoluto entre paréntesis.

En el segundo modelo, z - estadísticos robustos en valor absoluto entre paréntesis.

** significativa al 5%, * significativa al 10%

Fuente: Basado en las estimaciones realizadas. Elaboración: Propia.

TABLA 7: Cambios en la dotación de activos públicos como factores de la reducción de los Costos de Transacción y el aumento de la Velocidad de

VARIABLES EXPLICATIVAS	COEFICIENTES MODELO 1	COEFICIENTES MODELO 2
Intercepto	0.884 (0.95)	-0.798 (0.79)
Energia 1 (1997)	-0.624 (0.81)	0.221 (0.32)
Energia2 (1997)	0.745 (1.45)	-1.557 * (1.88)
Caminos1 (1997)		-0.357 (1.64)
Caminos2 (1997)	-1.285 ** (3.76)	-1.197 ** (2.54)
Radio1 (1997)	0.662 * (1.67)	-1.079 ** (2.91)
Radio2 (1997)	-1.184 ** (2.05)	-1.229 ** (2.09)
Δ Energia1 (1999 - 1997)	-1.165 * (1.62)	0.479 (0.75)
Δ Energia2 (1999 - 1997)	0.962 * (1.81)	1.439 * (1.84)
Δ Caminos1 (1999 -1997)	0.294 (1.27)	-0.582 ** (2.62)
Δ Caminos2 (1999 -1997)	-1.108 ** (2.79)	-0.971 ** (1.98)
Δ Radio1 (1999 -1997)	0.226 (1.29)	-0.123 (0.40)
Δ Radio2 (1999 -1997)	0.229 (1.00)	-0.169 * (1.61)
No. de observaciones	45	45
Log - Likelihood	29.041	60.802
Maximum likelihood R2	0.529	0.377
BIC	-183.7	-192.131

Ajuste

Variable Dependiente Modelo 1: Costo de Transacción estimado. Modelo estimado mediante una regresión lineal.
 Variable Dependiente Modelo 2: Velocidad de Ajuste. Modelo estimado mediante una regresión con truncamiento.
 En el primer modelo, t - estadísticos robustos en valor absoluto entre paréntesis.
 En el segundo modelo, z - estadísticos robustos en valor absoluto entre paréntesis.
 ** significativa al 5%, * significativa al 10%
 Fuente: Basado en las estimaciones realizadas. Elaboración: Propia.

A juzgar por la revisión del estado de la cuestión en la literatura, esta es la primera investigación donde se analiza la relación entre los costos de transacción presentes en un mercado particular y la dotación de activos públicos de un país. Sin embargo, creemos que para evaluar mejor esta relación es posible llevar a cabo mejoras cuya implementación queda pendiente. En primer término, se reconoce que las ecuaciones de regresión propuestas son un tanto ad hoc y que pueden ser reemplazadas en una investigación posterior por ecuaciones derivadas de equilibrios de oferta y demanda.

BIBLIOGRAFIA

ABDULAI, Awudu (2000), "Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market". *Journal of Development Economics*. Vol. N° 63, pp. 327–349

ALEXANDER, C y J. WYETH (1994), "Cointegration and Market Integration: An application to the Indonesian rice market". *The Journal of Development Studies*, Vol 30, pp. 303-328.

BADIANE, Ousmane y Gerald SHIVELY (1996), *The importance of market integration for the response of local prices to policy changes*. Washington: International Food Policy Research Institute.

BALKE, N. y S. FOMBY (1997), "Threshold Cointegration". *International Economic Review*. Vol. N° 38, pp.627-645.

BAULCH, B. (1997), "Transfer Cost, Spatial Arbitrage and Testing for food market integration". *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79, pp.477-487.

BLINDER, A., (1982), "Inventories and sticky prices: more on microfoundations of macroeconomics". *American Economic Review* Vol. N° 72, pp.365–400.

BLINDER, A., CANETTI, E., LEBOW, D., RUDD, J. (1998), *Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*. New York: Russel Sage Foundation.

CHAN, K. (1993): "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*. Vol N° 21, pp.520-533.

CHAN, K., and R. TSAY, (1998), "Limiting Properties of the Least Squares Estimator

of a Continuous Threshold Autoregressive Model," *Biometrika*, Vol. 85, No. 2, pp. 413–26.

CHIEN LO, Ming y Eric ZIVOT (1999), *Threshold Cointegration and non linear adjustment to the Law of One Price*. Discussion Paper. Washington: University of Washington.

DERCON, Stefan y Bjorn VAN CAMPENHOUT (1998), *Dynamic price adjustment in spatially separated food market with transaction costs*. Oxford: Institute of Economics and Statistics.

EJRNAES, Mette y Karl G. PERSSON (2000), *Market Integration and Transport Cost In France 1825 – 1903: A Threshold Error Correction Approach to the law of one price*. Copenhagen: Institute of Economics, University of Copenhagen.

FAFCHAMPS, Marcel y Sarah GAVIAN (1995), *The Spatial Integration of Livestock Markets in Niger*. Food Research Institute. Stanford: Stanford University.

GIL, José y Ana SAN JUAN (2001), "A note on Tests for Market Integration in a Multivariate Non-Stationary Framework". En: *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 52, Nº 2, pp.113-121.

GOLETTI, Francesco, Raisuddin AHMED y Naser FARID (1993), "Structural Determinants of Market Integration. The case of rice markets in Bangladesh". *International Food Policy Research Institute*. Washington

HANSEN, B. (1997), "Inference in TAR models". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. Nº 2.

HUANG, Jikun; JIN, Hehui; PARK, Albert y Scott ROZELLE (2002), "Market Emergence and Transition: Arbitrage, Transaction Costs, and Autarky in China's Grain Markets". En: *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 84, p.67-82.

KING, Gary, James HONAKER, Anne JOSEPH y Kenneth SCHEVE (2001), "Analyzing Incomplete Political Science Data. An Alternative Algorithm for Multiple Imputation". *American Political Science Review*. Vol. 95, No. 1.

LUTZ, Clemens, Aad VAN TILBURG y Bertjan VAN DER KAMP (1995), "The process of short and long-term price integration in the Benin maize market". En: *European Review of Agricultural Economics*. Vol. 22, pp.191-212.

PALASKAS, T. y B. HARRIS-WHITE (1993), "Testing market integration: New approaches with case material from the West Bengal food economy". En: *Journal of Development Agriculture*. Vol. 30, pp.1-57.

PRAKASH, Gauri y Alan TAYLOR (1997), *Measuring Market Integration: A model of Arbitrage with an Econometric Application to the Gold Standard, 1879 – 1913*. Working Paper Nº. 6073. Cambridge: NBER.

RAVALLION, Martín (1986), "Testing Market Integration". En: *American Journal of Agriculture Economics*. Vol 68, pp.102-109.

SCHERER, F.M., ROSS, D., 1990. *Industrial Market Structure and Economic Performance*. Boston: Houghton Mifflin

SEXTON, R., C. KLING y H. CARMAN (1991), "Market Integration, Efficiency of Arbitrage and Imperfect Competition: Methodology y Application to U.S. Celery". ". En: *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73, p.568-580.

SILVAPULLE y JAYASURIYA (1994), "Testing for Philippines Rice Market Integration: a multiple cointegration approach" En: *Journal of Agriculture Economics*. Vol 45 N°3, pp.369-380.