

**UNIVERSIDAD DE CONCEPCIÓN
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

**“ECONOMÍAS DE AGLOMERACIÓN: SU INFLUENCIA EN LA DISTRIBUCIÓN
DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA EN CHILE”**

MIGUEL ANGEL QUIROGA SUAZO

Departamento de Economía
Universidad de Concepción
Casilla 1987, correo 3, Concepción
FONO: 56-41-204503 / 204200
FAX: 56-41-254591
e-mail: mquirog@udec.cl

**Concepción – Chile
2001**

RESUMEN

En los últimos años el Gobierno chileno ha adoptado diversas medidas y ha destinado recursos con el fin de incentivar la localización de las nuevas inversiones en Regiones. En la literatura económica quienes defienden este esquema de intervención argumentan que las economías de aglomeración juegan un rol fundamental en la localización de la inversión.

El objetivo de este trabajo es estudiar empíricamente la importancia de las economías de aglomeración en la elección de la Región en la cual el inversionista extranjero materializará su proyecto en Chile. Se utilizó un modelo de decisión discreta, el modelo logit condicional (MLC) planteado por McFadden (1974).

Este modelo ha sido ampliamente utilizado en la literatura que estudia los factores que influyen en la localización de la inversión extranjera porque requiere pocos recursos para su estimación y sus resultados se pueden interpretar sin dificultad. La principal desventaja es que se basa en el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes (IAI). Este supuesto es difícil de justificar intuitivamente y los trabajos empíricos no reportan test estadísticos que permitan verificar que se cumple. En este trabajo se reporta la aplicación del test de IAI propuesto por Hausman y McFadden (1984) y, además, se propone la utilización de un modelo menos restrictivo que el anterior porque permite que las varianzas del componente aleatorio sean diferentes entre alternativas, el Modelo de Valor Extremo Heterocedástico (MVEH).

Los resultados encontrados sugieren que las economías de aglomeración influyen significativamente en la elección de la Región en la cual la inversión se localizará. Estos resultados son estables a diferentes especificaciones del modelo. Además, es apropiado el supuesto de IAI y el MVEH no es significativamente distinto del MLC.

Palabras claves: localización; aglomeración; economías de aglomeración; inversión extranjera directa; modelos de elección discreta.

Clasificación JEL: F2; R12; R2.

ABSTRACT

In recent years the Chilean government has adopted several policies and allocated resources to induce the location of new investment in less development regions. In the economic literature those who propose this form of intervention argue that agglomeration economies play a fundamental role in the location of investment.

The purpose of this work is to empirically study the importance of agglomeration economies in the election of the geographical zones in which foreign investors are willing to develop their investment projects in Chile. For this purpose a discrete choice model, the conditional logit model (MLC) first proposed by McFadden (1974), was used in this study.

This model has been widely adopted in the literature studying the factors influencing the localization of foreign investment because it typically requires few resources for its estimation and the associated results can be interpreted without much difficulty. The main disadvantage is that this model is based on the assumption of independence of irrelevant alternatives (IAI). This assumption is rather difficult to justify in economic terms and the empirical works using this assumption do not report statistical tests that allow its empirical validation. In this article the application of the IAI test proposed by Hausman and McFadden (1984) is reported and, also, the utilization of a less restrictive model is proposed. The main advantage of this model is that it allows that the variances of the random components can be different across alternatives, i.e. a Heteroscedastic Extreme Value Model (MVEH).

The results suggest that agglomeration economies significantly influence the election of the geographical zone in which the investment is to be located. The results are stable to different specifications of the model. Furthermore, the IAI assumption seems to be appropriate and the MVEH is not significantly different of the MLC.

Key words: Localization; Agglomeration; Agglomeration economies; Foreign Direct Investment; Discrete Choice Models.

JEL Classification: F2; R12; R2.

I. INTRODUCCIÓN

La alicaída situación de la economía chilena es el reflejo de heterogéneos desempeños en el ámbito regional. Algunas regiones mantienen un bajo ritmo de expansión de su actividad productiva y elevadas tasas de desocupación. Este escenario, unido al reconocimiento de la importancia de la inversión como un factor determinante del nivel de actividad productiva y de las oportunidades de empleo, ha ocasionado que la gran mayoría de los Gobiernos Regionales - y el Estado, apoyando con medidas especiales a las zonas extremas y a las áreas más deprimidas del país- estén preocupados de diseñar mecanismos que incentiven a los inversionistas a materializar sus proyectos en las áreas geográficas a las que ellos representan.

La literatura económica plantea que los esfuerzos destinados a incentivar la localización de la actividad productiva en determinadas áreas podrían ser efectivos en el largo plazo si existen externalidades positivas que provienen de la aglomeración industrial. De no ser así, la utilización de instrumentos que hagan atractivo situar la inversión en determinadas áreas geográficas son inútiles en el largo plazo porque no generarán efectos permanentes en la localización de la inversión, ya que una vez que los mecanismos sean replicados por otras zonas, o desaparezcan, la actividad productiva retomará sus patrones de localización tradicional. En este caso, es posible que se estén dilapidando esfuerzos y recursos que podrían ser utilizados de manera más efectiva en la solución de otro problema social. Sin embargo, en Chile no existen estudios que den cuenta de la importancia de las economías de aglomeración en la localización de la inversión e incluso pocos trabajos proporcionan antecedentes de los factores que determinan la localización de las inversiones. La única referencia al respecto es una serie de entrevistas que se realizaron a 35 empresarios. El objetivo era identificar mecanismos que estimulan la localización de empresas en regiones (Fundación y Desarrollo 1997).

Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es fundamentalmente empírico. Consiste en analizar la influencia que han ejercido las economías de aglomeración al momento de escoger la Región de Chile en la que el inversionista extranjero materializará su proyecto inversión. Aunque varios estudios han perseguido un propósito similar, dichos trabajos se han concentrado en muy pocos países: Estados Unidos (Carlton 1983; Coughlin et al. 1991; Head et al. 1995, 1999), Portugal (Guimarães et al. 2000), Puerto Rico (Guimarães et al. 1996) y algunos países asiáticos (Kinoshita 1998), e incluso, algunos de ellos han abarcado sólo la inversión Japonesa (Head et al. 1995, 1999). Probablemente esto sucede porque es muy difícil contar con información detallada de la inversión extranjera y, además, en muy pocos países se cuenta con antecedentes en el ámbito regional que permitan controlar por los factores que determinan la localización de las firmas.

En Chile es posible este estudio porque existe información de la inversión extranjera autorizada y materializada y encuestas anuales que se aplican en el sector manufacturero. Gracias a ello es factible contar con una fuente sistemática de información de los proyectos de inversión extranjera y su localización, a la vez que la encuesta industrial permite controlar por diversas variables que podrían estar influyendo en la localización de la inversión.

Además, probar que las economías de aglomeración han influido en la distribución regional de la inversión extranjera en Chile es importante para apoyar el diseño de mecanismos que promuevan la localización de actividades productivas en determinadas regiones, ya que en la medida que estas economías de aglomeración estén presentes, la localización de ciertas actividades económicas en estas zonas incrementará la probabilidad de que futuros inversionistas extranjeros escojan también estas regiones al momento de materializar sus proyectos en el país.

Desde el punto de vista metodológico, en esta investigación se utiliza una adaptación del MLC planteado por McFadden (1974) para estudiar como influyen las características de determinadas zonas geográficas o localidades en las decisiones de localización del inversionista. La utilización de esta metodología obedece a que las restricciones impuestas en la modelación permiten una baja utilización de recursos al momento de estimar empíricamente el modelo. Esto es especialmente importante cuando el número de alternativas es superior a 4. En este caso un modelo menos restringido como el multinomial probit es muy difícil de estimar debido a que requiere resolver integrales de altas dimensiones (Limdep 7.0 1998).

La utilización de este método requiere suponer que los términos estocásticos se encuentran idénticamente e independientemente distribuidos, lo que se conoce como el supuesto de IAI (McFadden, 1974; Amemiya, 1981; Maddala, 1983; Green, 1999). Este supuesto es difícil de justificar intuitivamente y los trabajos empíricos no reportan test estadísticos que permitan verificar que se cumple¹. En este trabajo se reporta la aplicación del test de IAI propuesto por Hausman y McFadden (1984). Además, el principal aporte metodológico de este trabajo consiste en proponer la utilización de un método menos restringido, el MVEH, planteado casi simultáneamente por Bath (1995) y por Allenby y Ginter (1995)² [Green, 1999; LIMDEP 7.0]. Este modelo es más general que el Logit Condicional, ya que permite que los términos estocásticos no se distribuyan homocedáticamente, permitiendo por esa vía obtener elasticidades cruzadas diferentes entre distintos pares de alternativas. En este trabajo se ha adaptado el modelo original para permitir la heterocedasticidad y se ha mostrado que los resultados reportados por este método no son significativamente diferentes a los que se obtienen cuando se utiliza el MLC.

El documento se organiza de esta forma. En la siguiente sección se presentan antecedentes que permiten visualizar las variables que influyen en la decisión de localización de la inversión. Luego se describe la metodología que ha sido empleada en la estimación empírica. Se describen las series y las variables utilizadas en la estimación. En la penúltima sección se dan a conocer los resultados de las estimaciones y sus principales implicancias. Finalmente, figuran las conclusiones más importantes que se desprenden de este trabajo.

¹ Una excepción la constituye el trabajo de Guimaraes, P. et al (1996). Ellos utilizan un modelo logit anidado y estiman el modelo en dos etapas, de tal forma de agrupar aquellas alternativas que no son independientes.

² Bath (1995) lo utilizó para estimar una demanda por distintos tipos de transporte; mientras que, Allenby y Ginter (1995) en una investigación en marketing.

II. LOCALIZACIÓN DE LA INVERSIÓN: DOS HIPÓTESIS CONTRASTANTES

Es posible que exista una disociación entre el objetivo de reorientación de los esfuerzos productivos y la teoría económica. De ser así, es probable que se estén dilapidando esfuerzos y recursos que podrían ser utilizados de manera más efectiva en la solución de otro problema social. Esto resulta más evidente cuando se contrastan los enfoques predominantes.

Una visión señala que la utilización de instrumentos que hagan atractivo situar la inversión en determinadas áreas geográficas son inútiles en el largo plazo. Esto se debe a que no generarán efectos permanentes en la localización de la inversión, ya que una vez que los mecanismos sean replicados por otras zonas o desaparezcan la actividad productiva retomará sus patrones de localización tradicional. La ubicación escogida por los inversionistas estaría determinada por la teoría clásica de las ventajas comparativas. En ese caso, la distribución geográfica de la inversión y de la producción se explica por las diferencias espaciales en las dotaciones de factores productivos, en las tecnologías y en las preferencias, las que determinan variaciones en los costos de producción y en los precios relativos entre regiones (resultados que corroboran esta afirmación han sido obtenidos en los trabajos de Kinoshita 1998, Hanson 1996, Richardson y Smith 1995).

Otro grupo de trabajos sostiene una visión contraria. En ellos se señala que los incentivos a la localización de la inversión son efectivos incluso en el largo plazo. Krugman (1991, 1992) sostiene que esta visión se fundamenta en la existencia de ciertas externalidades positivas que surgen con la concentración de la actividad económica (economías de urbanización) e industrial (economías de localización). Ello permite la aparición de economías de escala externas a las firmas que la literatura denomina economías de aglomeración. Tras este enfoque existe la idea de que la localización de ciertas actividades productivas en una determinada zona, ya sea por un accidente histórico o por ventajas iniciales de localización (incluyendo incentivos), genera efectos permanentes, debido a que aumenta la probabilidad de que nuevos inversionistas escojan también estas zonas al momento de decidir el lugar geográfico donde materializaran sus inversiones. En este caso las ventajas de localización una vez obtenidas tienden a perpetuarse (Krugman 1991, 1992; Either 1982; Junius 1997).

Por lo tanto, desde el punto de vista del diseño de la política económica, resolver que enfoque se impone en la práctica no resulta un problema trivial debido a que ambas visiones sugieren direcciones diferentes en términos de política económica. Si se verifica que son fundamentalmente las fuerzas vinculadas a la teoría clásica las que predominan en la práctica, la eliminación de las barreras al comercio y la especialización serían los elementos fundamentales que determinarían la localización de la inversión. En este caso es poco probable que mediante estructuras de incentivos a la instalación de empresas se puedan conseguir cambios permanentes en los patrones de emplazamiento de la inversión, ya que a pesar de que estos instrumentos se mantengan indefinidamente a través del tiempo la tendencia a la igualación en esta estructura de incentivos llevaría a que los patrones de localización retomen su estructura tradicional. Si por el contrario, la evidencia empírica muestra que la localización de la actividad económica tiene características de ser un sistema no-ergódico (Arthur 1986, 1990), podría exhibir diferencias notables e irreversibles ante

pequeños cambios en las condiciones iniciales. En este caso las ventajas de localización una vez obtenidas tenderían a perpetuarse a través del tiempo (Haufler y Wooton 1999, Wheeler y Mody 1992). En este caso, sistemas de incentivos que promuevan la instalación de empresas en determinadas regiones generarían efectos permanentes los que se mantendrían aún después de que estos incentivos desaparezcan o sean replicados en otras zonas.

Por lo anterior, la presencia de economías de aglomeración constituye la hipótesis central de este trabajo. Las razones que se han esgrimido para explicar la existencia de economías de aglomeración las podemos agrupar en dos: economías de urbanización y economías de localización (Junius 1997, Henderson 1999, Eberts y McMillen 1999). En las economías de urbanización el costo disminuye a medida que aumenta el volumen de producción de la región en la cual se localiza la firma lo que le permite a las firmas reducir los costos de comercialización y de transporte (Mitra 1999). En estos casos un papel fundamental estaría siendo jugado por la infraestructura (Eberts y McMillen 1999). Sin embargo, el ámbito en el que se centra este trabajo, es en la presencia de economías de localización. Este concepto fue planteado en sus inicios por Alfred Marshall. Él argumentó que la concentración que se observa en la localización industrial proviene de la existencia de economías de escala externas que surgen cuando las firmas se localizan cerca de otras empresas de la misma industria. Planteó tres explicaciones para justificar la existencia de estas economías de aglomeración: la existencia de ciertos mercados conjuntos de trabajo especializado, la disponibilidad de insumos y servicios específicos para una industria, y las facilidades para la difusión de la información y de la tecnología.

Como fue indicado por Marshall, la localización industrial crea un mercado conjunto para trabajadores con habilidades especiales. Dumais et al. (1997) encontró que este efecto era significativo. Esto beneficia a los trabajadores por dos razones. Primero, si las demandas por trabajo de las firmas no están perfectamente correlacionadas, la concentración espacial posibilita que los trabajadores que han sido despedidos tengan una mayor probabilidad de encontrar empleo en otras firmas. Por esta razón un incremento en el número de empresas reduce la probabilidad de que el trabajador permanezca desempleado por un tiempo largo. Segundo, los trabajadores van a estar más incentivados a invertir en habilidades específicas, porque aumenta las posibilidades de poder apropiarse de los retornos derivados de esta mayor capacitación (Rotemberg y Saloner 2000). A las empresas también les conviene esta concentración, ya que aumenta la probabilidad de que puedan encontrar a un trabajador con las habilidades específica en el caso de que aumente su demanda por trabajo. También la disminución del riesgo para el trabajador aumenta la oferta de trabajo especializado y reduce el premio por riesgo que es necesario incorporar en los salarios.

Otro de los argumentos que se esgrime es la existencia de beneficios crecientes derivados de la co-localización de las unidades económicas (Dumais et al. 1997). Un ejemplo específico proviene de las agrupaciones regionales de oferentes de servicios específicos (Either 1982). Más oferentes (cada uno proporcionando un servicio diferente) permite una mayor división del trabajo en mercados de insumos intermedios, permitiéndole al productor final externalizar algunas de las labores en las que la empresa no es especialista obteniendo su producto a costos unitarios más bajos. Los usuarios y oferentes

de insumos intermedios van a tener incentivos a localizarse cerca unos de otros cuando estén presentes la combinación de economías de escala y costos de transporte moderados. En esta caso la aglomeración permitirá reducir los costos de transporte y posibilitará generar niveles suficientemente altos de demanda que garanticen el esfuerzo de producir componentes altamente especializados (Krugman 1992). El trabajo de Henkel et al. (2000) mostró que la decisión de una firma de invertir en una determinada zona, por diversas razones (incluyendo un accidente histórico), puede promover la creación de tales servicios especializados reforzando el atractivo que tiene la zona para otros inversionistas.

En estos dos casos, la aglomeración es un sustituto de la integración vertical y la confección de contratos, ya que alienta la inversión en capital humano y en insumos específicos porque reduce el riesgo de que estos retornos sean capturados por las firmas, que es lo que probablemente sucedería en el caso de existir un monopsonio.

Uno de los argumentos más invocados para justificar la existencia de externalidades positivas vinculadas a la localización es la divulgación tecnológica (Ellison y Glaeser 1997, Baldwin y Forslid, 1999). Se plantea que una gran cantidad de información técnica útil puede fluir de las comunicaciones entre empresarios, diseñadores e ingenieros, en una variedad de industrias. La proximidad física facilita los flujos de conocimiento y permite una comunicación menos costosa (Maurel y Sédilot 1999, Baptista 2000).

En este trabajo las economías externas se enfocan desde la perspectiva tradicional planteada inicialmente por Alfred Marshall (Henderson 1999, Junius 1997). Por lo que debemos incluir en la estimación alguna variable proxis de las economías de aglomeración. Al escoger el indicador se han tomado las siguientes precauciones: verificar que los resultados no sean sensibles al indicador escogido para medir aglomeración industrial y tampoco al año en el que se mide la variable.

Además, diferencias regionales en los precios cancelados por los factores productivos también pueden determinar diferencias en los costos de producción y por ende variaciones en los beneficios esperados por las firmas. En el modelo se han incluido los salarios, el precio de la energía y el costo de los terrenos como factores que podrían determinar diferencias en los costos de producción interregionales. En el caso de que estas variables influyan en los costos de producción de las firmas y que estos sean significativamente diferentes entre regiones, los coeficientes vinculados a estas variables deberían ser negativos.

En la literatura que estudia el tema de la aglomeración industrial se reconoce que una abundancia relativa de factores en ciertas regiones también podría ocasionar que se observe una actividad industrial fuertemente concentrada, especialmente al nivel de las industrias que utilizan intensivamente esos factores. Sin embargo, a diferencia de lo que sucede con la aglomeración proveniente de las externalidades espaciales, este tipo de fuente de localización no generan externalidades positivas que ameritan alguna intervención pública. De hecho en este caso la mayor abundancia relativa de ciertos factores determinará que en esas zonas el precio de esos factores sea más bajo; pero esa ventaja de localización tenderán a desaparecer porque a medida que más actividad fluya hacia esa zona se elevará el precio relativo del factor más abundante eliminando las ventajas iniciales de localización.

III. METODOLOGÍA Y ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONOMETRICO

III.1 Especificación del Modelo de Elección

El inversionista extranjero que ha decidido invertir en Chile debe emprender múltiples iniciativas. Entre ellas, seleccionar el lugar en el que radicará su actividad productiva. Esta elección es discreta e involucra distintas fases. La más amplia - la que es abordada en este trabajo- consiste en decidir en cual de las 13 regiones, en las que se divide administrativamente el país, materializar la inversión.

Se considera que el inversionista escoge la Región que le permite obtener los beneficios más altos. La magnitud de esos beneficios depende de las características de la Región y de cómo ellas influyen en los ingresos o costos del proyecto.

Por lo tanto, un inversionista escogerá la Región i en la medida que los beneficios que obtenga en esa localización sean mayores que los retornos que hubiese obtenido en cualquiera de las ubicaciones alternativas. Es decir:

$$B_i > B_j \quad \forall j \neq i \quad j = 1, \dots, i, \dots, 13 \quad (1)$$

El subíndice j representa las trece regiones, incluyendo las que no fueron escogidas por el inversionista. Los beneficios de la firma, en cualquier región j , están compuestos de una parte determinística y una parte aleatoria o estocástica. De esta manera:

$$B_j = \pi(\beta, x_j) + \varepsilon_j \quad (2)$$

ε_j , es la variable estocástica no observable, que recoge todos los elementos idiosincrásicos que no son conocidos por el econometrista. π_j , es el componente determinístico que refleja el efecto sistemático que ciertos atributos regionales generan en los beneficios de las firma. Esta última función depende del vector de atributos regionales, x_j , y del vector de parámetros a estimar, β .

La naturaleza estocástica de la decisión que adopta el inversionista determina que la probabilidad de que el inversionista escoja la i -ésima Región es igual a la probabilidad conjunta de que los beneficios en la Región i sean mayores a los beneficios que el proyecto hubiese rendido en cualquier otra Región. Formalmente:

$$P_i = \text{Prob} [B_i > B_j] \quad \forall j \neq i \quad (3)$$

Luego:

$$P_i = \text{Prob} [\pi_i(\beta, x_i) + \varepsilon_i > \pi_j(\beta, x_j) + \varepsilon_j] \quad \forall j \neq i \quad (4)$$

Expresado de otra forma:

$$P_i = \text{Prob} [\varepsilon_i + \pi_i(\beta, x_i) + \pi_j(\beta, x_j) > \varepsilon_j] \forall j \neq i \quad (5)$$

Por lo tanto:

$$P_i = \int_{-\infty}^{\infty} f(\varepsilon_i) \left[\prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{13} \left(\int_{-\infty}^{\varepsilon_i + \Pi_i - \Pi_j} f(\varepsilon_j) d\varepsilon_j \right) \right] d\varepsilon_i \quad (6)$$

Donde, $f(\bullet)$ es la función de densidad de probabilidad.

III.2 Especificación del Método de Estimación

Modelo Logit Condicional³

Teóricamente el valor del parámetro β puede obtenerse suponiendo que los errores se distribuye normalmente, luego de lo cual se terminaría estimando un modelo multinomial probit. Aunque este método posee la ventaja de no imponer muchas restricciones al comportamiento del inversionista, posee la desventaja de requerir integración numérica lo que dificulta la estimación del modelo cuando el número de alternativas es superior a cuatro (Limdep versión 7.0 1998)⁴. Por esta razón, prácticamente todos los trabajos han empleado el MLC, propuesto por McFadden (1974), para estimar el vector de parámetros β . Este método, aunque impone restricciones en la modelación del comportamiento individual, posee la ventaja de simplificar el proceso de estimación.

McFadden (1974) mostró que si las perturbaciones (ε_j) son independientes e igualmente distribuidas log Weibull (valor extremo tipo I), entonces la probabilidad de que el inversionista escoja la región i se puede estimar a partir de:

$$P_i = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\varepsilon_i} \exp(-e^{-\varepsilon_i}) \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{13} \exp(-e^{-\varepsilon_i - \Pi_i + \Pi_j}) d\varepsilon_i \quad (7)$$

³ El modelo planteado en esta sección está basado en los trabajos de Carlton (1983), Coughlin et al. (1991), Guimarães et al. (1996, 2000) y Head et al. (1995, 1999). Todos ellos han utilizado el modelo logit condicional propuesto por McFadden (1974) para estimar las variables que influyen en las decisiones de localización de la inversión extranjera.

⁴ En Amemiya (1981), se menciona que cuando el número de alternativas es $m+1$ se deben evaluar m integrales.

Generando una función de probabilidad que no requiere integración numérica:

$$P_i = \frac{e^{\Pi_i}}{\sum_{j=1}^{13} e^{\Pi_j}} \quad (8)$$

El parámetro β es estimado empleando el método de máxima verosimilitud.

La limitación más importante asociada al empleo de este método proviene de la utilización del supuesto de IAI. En este trabajo la aplicación del supuesto implica que la probabilidad relativa de escoger una determinada Región por sobre otra es independiente de la presencia de las otras doce regiones. Por ejemplo, si hipotéticamente la probabilidad de que el inversionista extranjero escoja la VIII Región y no la VII Región es un 50% más alta, el porcentaje relativo entre este par de alternativas se mantendrá ya sea que el inversionista deba escoger entre la VIII y la VII Región o pueda escoger alguna de las trece Regiones del país. Por esta razón el método será adecuado en la medida que las regiones sean diferentes y no existan regiones que puedan ser consideradas como sustitutos cercanos por el inversionista. Otra limitación es que el supuesto impone restricciones a la sustitución entre alternativas ocasionando que las elasticidades cruzadas entre pares de alternativas sean las mismas.

Modelo de Valor Extremo Heterocedástico

Bath (1995) plantea dos vías, además de la que se mencionó al inicio de la sección anterior (el modelo Probit Multinomial), que se podrían utilizar para relajar el supuesto de IAI, de tal forma de no imponer demasiadas rigideces a los patrones de sustitución entre alternativas. En una de ellas se mantiene el supuesto de que los errores se encuentran idénticamente distribuidos, comúnmente en forma normal o como valor extremo tipo I, pero se permite que los componentes aleatorios se encuentren correlacionados, relajando el supuesto de independencia. En Guimaraes et al (1996) adoptaron este camino para estudiar la localización industrial en Puerto Rico. En su trabajo consideraron que los errores se distribuían Valor Extremo Tipo I, el modelo que se obtiene es el Logit Anidado. Este método posee la ventaja de ser mucho más sencillo de estimar que el Multinomial Probit. Aunque la implementación empírica obliga a agrupar las alternativas, situando en un mismo grupo a las alternativas que son consideradas sustitutos cercanas entre sí. Luego la decisión de inversión se realiza en dos etapas, primero se escoge un conjunto de regiones y luego se elige una Región que se sitúa al interior del conjunto escogido. Por lo tanto, la desventaja asociada al empleo de este método es que en muchos casos, incluyendo la decisión que estamos estudiando, la definición de los conjuntos en los cuales se agruparan las elecciones no es tan evidente.

El segundo camino que se puede seguir para relajar el supuesto de IAI consiste en mantener el supuesto de independencia; pero permitir que los componentes aleatorios se distribuyan de manera diferente. En este caso se permite que las varianzas del término aleatorio puedan ser diferentes entre alternativas. Es probable que esto suceda cuando la varianza de una variable no observada por el econométrico y que afecta la decisión de localización, es diferente entre alternativas. Por ejemplo, en el caso de la elección de región de localización de la inversión, si la disponibilidad de mano de obra calificada es una variable no observada cuyos valores varían considerablemente en la VIII Región, pero tal vez poco en la Región Metropolitana, ceteris paribus, el componente aleatorio en la Región del Bío-Bío tendrá una varianza más alta que en la Región Metropolitana.

Aunque el método es más intensivo en la utilización de recursos computacionales que el logit anidado, posee la ventaja de no requerir establecer a priori una agrupación arbitraria de las alternativas. Bath (1995) utilizó un modelo como este para estimar la demanda por distintos medios de transporte⁵. Su trabajo lo realizó generalizando el MLC para permitir heterocedasticidad. El modelo se conoce como Modelo de Valor Extremo Heterocedástico.

En este trabajo se utiliza este modelo para flexibilizar el supuesto de IAI. Los resultados que arroje esta estimación se compararán con los obtenidos empleando el MLC. Además, este método será utilizado porque permite obtener diferentes elasticidades cruzadas entre pares de alternativas.

En el MVEH se tiene misma función de beneficios (2) con un componente determinístico y otro estocástico. Pero en este caso las perturbaciones se distribuyen como Valor Extremo tipo I con parámetros de precisión θ_j – el parámetro de escala es $\sigma = 1/\theta_j$, luego:

$$(9) \quad F(\varepsilon_j) = \exp [-\exp (-\theta_j \varepsilon_j)]$$

Los ε_j son independientes; pero no son idénticamente distribuidos. La probabilidad de que se escoja la región i se encuentra descrita en la ecuación (3).

Entonces:

$$(10) \quad P_i = \int \prod_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^{12} F [\theta_j (\Pi_i - \Pi_j + \varepsilon_i)] \theta_i f(\theta_i \varepsilon_i) d\varepsilon_i$$

Donde $f(\bullet)$ es la función de densidad. Las probabilidades y derivadas deben ser evaluadas numéricamente, como no existe una forma definida para la integral. Bhat (1995) señaló, que estas pueden aproximadas adecuadamente usando la cuadratura de Gauss-Laguerre. Si los parámetros de escala del componente aleatorio de todas las alternativas son iguales, la expresión de probabilidad en la última ecuación se transforma en la del Logit Condicional.

⁵ Simultáneamente Allenby y Ginter (1995) plantearon un modelo similar en una investigación de marketing.

III.3 Descripción de las series y de las variables utilizadas en la estimación

Como se desprende del modelo planteado anteriormente el inversionista decidirá desarrollar su proyecto en la Región que le permite obtener los retornos más altos. Por lo tanto, escoge aquella Región donde la diferencia entre los ingresos y los costos de producción es máxima. Las características del proyecto son independientes de la región escogida, por lo tanto, los únicos factores que pueden determinar que los retornos a la inversión sean diferentes, son las características propias de cada Región. Los elementos distintivos de cada realidad regional pueden influir en los beneficios de la inversión afectando los ingresos o los costos del proyecto. Estas variables, que influyen en los retornos de la inversión y que no son comunes a todas las regiones, constituyen las variables explicativas en este trabajo.

En este trabajo se supone que el componente determinístico de la función de beneficios es una combinación lineal de los atributos regionales que afectan la rentabilidad de la inversión⁶. De esta manera:

$$\pi_j(\beta, x_j) = \beta x_j \quad (9)$$

Dichos atributos son los que se desprenden de una función beneficios indirecta, tales como: el precio del (o de los) producto (s) y el de los factores productivos empleados en el proceso de producción. Los factores productivos incluidos en la estimación son: el trabajo, la energía y el terreno. No se incluye el costo del capital porque suponemos la existencia de un mercado de capitales integrado a nivel de regiones. Junto a las variables anteriores se incluyeron variables que miden las economías de aglomeración. El cuadro 1 muestra el listado de las variables que se utilizaron como variables proxis del vector de atributos regionales. A continuación se describe la información y las variables utilizadas en la estimación.

Descripción de las series utilizadas en la estimación

La información básica utilizada en la estimación del modelo fue proporcionada por el Comité de Inversión Extranjera. La base de datos facilitada por dicho Comité contiene los antecedentes a nivel individual de la inversión extranjera autorizada vía D.L. 600 entre los años 1974 y 1998 en el sector industrial manufacturero.

De cada inversión se conoce la nacionalidad del inversionista, el sector de actividad económica al que pertenece la inversión, el producto que se fabricará, la Región donde se materializará el proyecto y los montos de inversión, tanto autorizados como materializados.

No fue posible contar con la información del año en el que se autorizó la inversión. Esto constituye una limitación debido a que es difícil conocer las condiciones económicas vigentes cuando el inversionista tuvo que informar respecto a la Región donde

⁶ Una dirección similar siguen los trabajos publicados en este ámbito, véase: Carlton (1983), Coughlin et al. (1991), Guimarães et al. (1996, 2000) y Head et al. (1995, 1999).

materializaría su proyecto de inversión. Para ponderar la importancia de este problema se realizaron múltiples estimaciones, en cada una de ellas las variables explicativas fueron medidas considerando diferentes períodos. Los resultados mostraron ser insensibles al período en el cual se media la variable. Los coeficientes, especialmente los vinculados a la variable de interés (la que mide las economías de aglomeración), no mostraron cambios significativos cuando se variaba el año en el cual se medía la variable explicativa o cuando la variable independiente era obtenida a partir de un promedio de varios años. Probablemente esto sucede porque no es tan claro el período en el cual el inversionista se basa al evaluar su inversión. Por ejemplo, para el inversionista es importante proyectar el valor futuro de las variables que influyen el resultado de un proyecto, pero no es tan evidente el período que se tiene que considerar. A veces se utiliza el valor de las variables en el pasado para proyectar su evolución en el futuro, pero es difícil argumentar que el valor pasado de las variables se continúe presentando en el futuro. Además, en el ámbito regional no existe información periódica que se encuentre disponible oportunamente, por lo que es bastante difícil que el inversionista pueda observar el comportamiento corriente de las variables al momento de decidir la inversión.

La base de datos contenía 884 registros de inversión. En este trabajo se excluyeron las inversiones de carácter multiregional y aquellas inversiones clasificadas como no vigentes (inversiones que en algún momento se autorizaron, pero que no se materializaron). Estas últimas no se consideraron porque en muchos casos los antecedentes respecto de estas inversiones eran incompletos. Finalmente, la base de datos utilizada está compuesta de 640 registros, cada uno de estos registros corresponde a un proyecto de inversión autorizado. La distribución regional de esos proyectos se aprecia en el anexo.

Los inversionistas enfrentan el mismo set de elección y deben escoger alguna de las 13 regiones en las que se divide administrativamente el país. Por lo tanto, en este modelo la variable dependiente es discreta. Para cada dato de inversión esta variable adopta el valor 1 en la región donde la inversión fue autorizada y 0 en las otras regiones que no fueron escogidas por el inversionista.

Cuadro 1
Definición e Impacto Esperado de las Variables Explicativas
(a todas las variables se les aplicó logaritmo natural⁷)

VARIABLE	TIPO		SIGNO ESPERADO	DESCRIPCIÓN
	P	A		
<i>ECONOMÍAS DE AGLOMERACIÓN</i>				
AGLOM	✓		+	Número de establecimientos en la industria a la que pertenece la inversión + 1. El tipo de industria se encuentra clasificada de acuerdo al código CIU a dos dígitos ⁸ . El número de establecimientos se mide en el año 1991.
EMPLEO		✓	+	Número de ocupados en la industria a la que pertenece la inversión. La variable se calcula en base al promedio de los años 1995-1997.
<i>COSTOS DE PRODUCCIÓN</i>				
SALAR	✓		- ó +	Salario promedio en la industria a la que pertenece la inversión. La variable se calcula en base al promedio de los años 1995-1997
NOCALIF		✓	- ó +	Participación de la mano de obra no calificada en la industria a la que pertenece la inversión. La variable se calcula en base al promedio de los años 1995-1997
ENER	✓		-	Precios de la energía en la industria a la que pertenece la inversión. La variable se calcula en base al año 1991.
TIERRA	✓		-	Densidad poblacional en el año 1999
<i>INGRESOS</i>				
PIB PC	✓		+	PIB per cápita promedio (1974-1995)
PIB PC ADYACENTE		✓	+	Suma del PIB per cápita promedio en las regiones adyacentes (1974-1995)

P= variable permanente

A= variable alternativa

Fuente: Elaboración propia

⁷ La variable NOCALIF es una excepción porque no se está expresada en logaritmo.

⁸ Esta clasificación se mantiene con la variable empleo, salario, nocalif y ener.

Descripción de las variables utilizadas como regresores

Economías de aglomeración

El indicador utilizado será el número de establecimientos que se han localizado previamente en una industria más 1(N+1). También se empleó esta variable como medida de las economías de aglomeración en los trabajos de Head et al. (1995, 1999) y Gimaraes et al. (1996). Se le suma la constante 1 porque el inversionista que evalúa invertir en ese lugar debería incorporar el efecto que su posible decisión genera en el número de firmas (Head et al. 1999). Se espera que el coeficiente vinculado a esta variable sea positivo, ya que un incremento en el valor de esta variable aumenta la probabilidad de que otros inversionistas escojan también esta región. Como no se cuenta con información del año en que se materializó o autorizó la inversión extranjera, no se conoce el número de establecimientos que se encontraban previo a la decisión del inversionista. Por esta razón, se considerará que el número de establecimientos en alguno de los períodos es representativo de lo que será el número de firmas que permanecerán en esa industria en la región.

Para la construcción de esta variable se utilizan los resultados de la Encuesta Nacional de la Industria Manufacturera (ENIA) en distintos años (1991, 1995-1997). Como se indicó, el modelo ha sido estimado varias veces, en cada una de ellas se ha variado el año en el que se mide la variable, *ceteris paribus*, con la intención de verificar que los resultados no sean sensibles a la elección del año de referencia. En general, los resultados de las estimaciones mostraron ser robustos a la elección del año.

En lo que respecta a la clasificación industrial, utilizamos la clasificación CIIU revisión 2 con un nivel de desagregación de dos dígitos. Algunos han planteado que este nivel de desagregación podría tender a generar resultados menos confiables respecto de la importancia de las economías de aglomeración. A este respecto, Moomaw (1998) comparó los resultados que surgen utilizando una clasificación CIIU a dos dígitos y una a tres dígitos, y mostró que el menor nivel de desagregación no exagera la importancia de las economías de aglomeración.

En los trabajos de Carlton (1983), Coughlin et al. (1991) y Gimaraes et al. (2000) se utiliza el empleo para medir estas externalidades espaciales. Siguiendo estos trabajos, en algunas estimaciones se incluirá el número total de ocupados por industria para captar las economías de aglomeración. Al igual que en el caso anterior se utilizó la ENIA revisión 2 con un nivel de desagregación de dos dígitos.

Determinantes de los costos de producción

Los salarios han sido obtenidos utilizando la ENIA en diferentes períodos⁹. Fueron calculados dividiendo el valor total cancelado por concepto de remuneración por el número de ocupados. En los estudios, donde se ha utilizado los salarios como variable explicativa, los resultados respecto a la significancia y el signo de esta variable han sido diferentes. En

⁹ Se verificó que los resultados sean robustos al período en el que se miden los salarios.

Coughlin et al. (1991), los salarios fueron una variable significativa que desincentiva la inversión extranjera; mientras en Carlton (1983), no se podía afirmar que el coeficiente vinculado a esa variable fuese distinto de cero. Adicionalmente, se ha advertido respecto a la posibilidad de que el coeficiente vinculado a los salarios pueda ser positivo en la medida que esté reflejando diferencias en el nivel de calificación de la mano de obra. Guimarães et al. (2000) y Head et al. (1999) obtienen resultados que indicarían esa dirección. En este trabajo se ha incluido la participación de los trabajadores no calificados en la ocupación total como una variable proxy de las diferencias en los niveles de calificación. En caso de que el coeficiente vinculado a los salarios sea positivo, se incluye esta variable. Si esta variable es una buena proxy de los diferentes niveles de calificación, esperamos que una mayor participación de la mano obra no calificada disminuya la probabilidad de que un inversionista extranjero escoja esa Región.

Los precios de la energía han sido obtenidos de la ENIA 1991. Han sido calculados utilizando una desagregación de dos dígitos código CIIU revisión 2. En Carlton (1983) los precios de la energía fueron un factor significativo al momento de analizar los factores que determinaban la localización de la inversión extranjera, precios más altos a pagar por energía eléctrica y gas natural en ciertas regiones desincentivan la localización de la inversión en esas zonas.

Al igual que en Guimarães et al. (1996, 2000), se incluyó el costo de los terrenos como un factor que determina la localización de la inversión extranjera. Siguiendo esos trabajos hemos utilizado la densidad poblacional como una medida proxy del valor de los terrenos. Una densidad poblacional más alta debería desincentivar la localización de la inversión. En Guimarães et al. (2000) esta variable no fue significativa, mientras en Guimarães et al. (1996) esta variables fue significativa y tenía el signo esperado.

Determinantes del precio del producto

El mercado nacional es reducido y por tanto la gran mayoría de la inversión extranjera que se materializa en la industria manufacturera busca satisfacer la demanda externa. Por lo tanto, se orientará fundamentalmente a la actividad exportadora. Por esto la cercanía a grandes centros industriales no debería ser justificada con la intención de obtener ingresos más altos. Sin embargo, hemos incluido el producto per cápita para incluir la posibilidad de que la firma pueda realizar una política regional de discriminación de precios. Ingresos más altos determinarían una menor elasticidad precio de la demanda y precios más altos. Se espera por lo tanto que un nivel de ingresos per cápita más alto incremente la probabilidad de que el inversionista escoja esa Región. Consideraciones espaciales sugieren que también puede ser importante el ingreso en las regiones vecinas, por lo tanto, también se incluye una variable que agrupa el producto per cápita regional con el de las regiones vecinas. Este tipo de variables se incluyeron en Carlton (1983) y Head et al (1999), en el primero estas variables resultaron ser altamente significativas y con el signo esperado; pero en el segundo estudio los coeficientes obtenidos no fueron significativamente distintos de cero.

IV. ESTIMACION Y REPORTE DE RESULTADOS

La importancia de la aglomeración industrial en la decisión de localización de la inversión extranjera ha sido estimada utilizando el MLC y el MVEH. Los resultados son reportados en los cuadros 3 y 4, respectivamente.

IV.1 Modelo logit condicional

Aun cuando el MVEH es un modelo más general, de todas maneras se reportan los resultados obtenidos al estimar los parámetros empleando el MLC. Este camino se ha adoptado por dos razones. El MLC ha sido utilizado en la literatura empírica que estima la importancia de las economías de aglomeración, por lo tanto, es posible contar con patrones de comparación que permitan verificar que no existan particularidades en la base de datos que ocasionen que los resultados sean muy diferentes a los que se han encontrado en otros países. Además, la comparación de los resultados que se obtienen al emplear el MVEH y el MLC permitirá apreciar las ventajas de utilizar un modelo que utilice supuestos menos restrictivos.

Para obtener una estimación consistente del parámetro asociado a la aglomeración industrial se ha controlado por otras variables que, de acuerdo al modelo teórico y a trabajos empíricos desarrollados en otros países, influyen en la elección de una localidad.

Los parámetros del modelo fueron estimados utilizando el principio de la máxima verosimilitud. Se estimó el modelo básico. Además, se realizaron muchas otras estimaciones con la finalidad de verificar que los resultados no sean sensibles a la inclusión o exclusión de variables, a la forma de medir las variables y al año en el que se miden las variables. Como resultado de estos ejercicios se puede afirmar que en todos los casos el parámetro asociado a la variable que mide economías de aglomeración presentó el signo esperado y fue significativamente distinto de cero. Obteniéndose resultados muy estables, insensibles a las especificaciones del modelo.

Una selección de los principales resultados se presenta en el cuadro 2. Se aprecian cinco especificaciones diferentes. Los resultados obtenidos al estimar el modelo básico son reportados en la columna (1). La columna (2) se ha incluido para mostrar el efecto que genera en los resultados la forma de medir las economías de aglomeración. En la columna (3) se reportan los resultados que se obtienen cuando se incluye un par de variables que tienda a reducir la importancia del supuesto de IAI. Finalmente, las últimas dos especificaciones muestran las consecuencias que tiene la inclusión o exclusión de la variable que mide las economías de aglomeración en el poder explicativo del modelo. En cada uno de estos casos, al final de cada columna se reportan los resultados derivados de la aplicación del test de IAI. Además, en las especificaciones (3), (4) y (5) se reporta la aplicación del test de razón de verosimilitud.

Cuadro 2
Resultados de las estimaciones del Modelo Logit Condicional

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
AGLOM	1,221* (14,952)	1,412* (14,914)	1,233* (14,267)		1,294 (31,273)
SALAR	-0,055 (-0,192)	-0,012 (-0,045)	0,469 (1,323)	0,289 (0,991)	
NOCALIF			1,691** (2,107)	4,216* (5,623)	
ENER	0,514 (1,097)	0,761 (1,741)	0,591 (1,238)	-0,574 (-1,449)	
TIERRA	0,063 (1,072)	0,085 (1,442)	0,056 (0,916)	0,993* (32,156)	
PIB PC	0,472** (2,548)	0,489** (2,712)	0,204 (0,883)	2,090* (9,160)	
PIB PC ADYACENTE			0,498** (2,443)	-0,315 (-1,367)	
Log de la F. de verosimilitud	-683,24	-697,76	-678,17	-809,24	-688,73
Pseudo R ² Ajustado	0,584	0,575	0,587	0,507	0,580
Test de razón de verosimilitud [Restringido / No restringido]			[(1)/(3)]	[(4)/(3)]	[(5)/(3)]
Razón de verosimilitud			10,14*	262,14*	21,12*
Grados de libertad			2	1	6
Test para IAI					
Regiones excluidas	III, VII y XI	III, VII y XI	III, VII y XI	III, VII y XI	III, VII y XI
Chi-cuadrado calculado	6,07	3,73	5,43	31,56	2,41
K grados de libertad	5	5	7	6	1
Pr (C>c)	0,299	0,590	0,607	0,000	0,121

Nota: t- estadísticos se encuentran entre paréntesis.

* denota una significancia menor al 1%

** denota una significancia inferior al 5%

*** denota una significancia inferior al 10%

Fuente: elaboración propia.

En la segunda columna – especificación (1) – se reportan los resultados derivados de una especificación estándar que controla por diferencias en los costos de los factores productivos, diferencias en el ingreso per cápita y en el número de empresas que se encuentran en la industria. Esta última variable capta la presencia de economías de aglomeración (AGLON). Los resultados confirman lo encontrado en otros estudios empíricos. La variable que mide las economías de aglomeración es significativamente distinta de cero y posee el signo esperado. Es decir, se confirma la hipótesis de que mientras mayor sea el número de firmas que opera en una industria regional se incrementa la probabilidad de que otros inversionistas que planean invertir en la misma industria escojan también esa Región.

Al igual que en otros estudios, el coeficiente asociado al tamaño del mercado, medido a través del PIB regional mostró el signo esperado siendo, además, significativamente distinto de cero. El coeficiente vinculado al PIB per cápita también fue significativamente distinto de cero y presentó el signo esperado. El resto de las variables, que muestran la influencia de los precios de los factores en los costos de producción de las firmas, no fueron significativamente distintas de cero.

Con la finalidad de verificar que las conclusiones a las que hemos llegado con el análisis anterior no sean sensible a la forma como se mide la variable aglomeración se volvió a estimar el modelo, aunque ahora se empleó el número de ocupados en la industria como variable proxy para medir las economías de aglomeración. Esta variable se utilizó en los estudios de Carlton (1983), Coughlin et al (1991) y Guimarães et al (2000). En la columna (2) se presenta el producto de este ejercicio. Se aprecia que los resultados no cambian significativamente, especialmente los vinculados a las economías de aglomeración. La variable continúa teniendo el signo esperado y es significativamente distinta de cero.

A pesar de que la elección de la variable proxy para las economías de aglomeración no influye significativamente en el valor de los parámetros, en las etapas siguientes de la presentación de resultados se utilizará el número de empresas como un indicador de aglomeración. Esta elección se hizo porque al medir de esta forma la variable aglomeración el valor del logaritmo de la función de verosimilitud es menor por lo que aumenta el poder explicativo de la ecuación de regresión.

Al emplear el MLC se ha debido suponer que el componente estocástico de los beneficios se distribuye independiente. Si bien es cierto este método de trabajo impone una restricción en la modelación del comportamiento individual, se ha utilizado porque simplifica el proceso de estimación. Sin embargo, el no cumplimiento de este supuesto puede ocasionar algunos problemas de consistencia en la estimación. Una posibilidad concreta es que el PIB per cápita en las regiones adyacentes influya en las decisiones de localización. Por ejemplo, es posible que muchas empresas se localicen en la V o VI Región debido a su cercanía con la Región Metropolitana. En este caso, la exclusión de esta variable podría ocasionar un sesgo en la estimación del coeficiente vinculado a las economías de aglomeración.

El problema mencionado en el párrafo anterior también se puede presentar si la mano de obra calificada no se distribuye homogéneamente entre regiones. En este caso es posible que la aglomeración de empresas en una determinada zona sea el producto de una mayor disponibilidad de mano de obra calificada o no calificada en esa zona. En este caso, la exclusión de esta variable podría sesgar el coeficiente que mide las economías de aglomeración ya que el término estocástico estará correlacionado con la variable que mide las economías de aglomeración.

Para reducir estos problemas se volvió a estimar el modelo incluyendo la suma del PIB per cápita de las regiones adyacentes y la participación de la mano de obra no calificada en la industria como variables explicativas. Los resultados de este ejercicio figuran en la columna (3). Los parámetros asociados a ambas variables presentan el signo esperado y son significativamente distintos de cero. La aplicación del test de razón de verosimilitud, comparando este resultado con el que figura en la columna (1), reportado en la columna (3), muestra que ambas especificaciones son significativamente distintas, considerando un nivel de significancia del 1%. Esto implica que el ingreso promedio de la población en las regiones adyacentes y la participación de la mano de obra no calificada son variables que influye en la decisión de localización del inversionista.

El supuesto de independencia de alternativas irrelevantes

A pesar de que las últimas dos variables se han incluido con la finalidad de limitar la posibilidad de que no se cumpla el supuesto de IAI es conveniente aplicar algún test de contraste que proporcione una idea de que tan serios continúan siendo los problemas que ocasiona estimar el modelo basándose en ese supuesto. El cumplimiento de este supuesto implica que la eliminación de alguna de las alternativas, si esta es irrelevante, no alterará las probabilidades relativas entre las restantes elecciones, o, lo que es lo mismo, considera que la probabilidad relativa entre un par de alternativas es especificada sin considerar la naturaleza de una tercera opción (Amemiya 1981). Hausman y McFadden publicaron en 1984 un test para estimar la validez del supuesto. Cabe destacar que en ninguno de los trabajos a los cuales se ha hecho referencia reportan resultados derivados de la aplicación de un test como el propuesto.

Hausman y McFadden (1984) señalan que si un conjunto de las alternativas es verdaderamente irrelevante omitirlo por completo no producirá cambios sistemáticos en los estimadores de los parámetros. En este caso, la eliminación de las alternativas generará ineficiencia pero no inconsistencia. En cambio, si la hipótesis no se cumple, lo que significa que las restantes probabilidades relativas no son independientes de estas alternativas, los estimadores de los parámetros que se obtienen cuando se eliminan estas alternativas son inconsistentes. El estadístico de contraste propuesto por Hausman y McFadden (1984) es:

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_{nr}) [\hat{V}_r - \hat{V}_{nr}]^{-1} (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_{nr}) \quad (10)$$

El subíndice r , en β y V , indica que el vector de parámetros y las matrices de covarianzas asintóticas, respectivamente, fueron estimados con el conjunto restringido de elecciones. El subíndice nr , en β y V , indica que el vector de parámetros y las matrices de covarianzas asintóticas fueron estimados incluyendo todas las alternativas posibles. La distribución asintótica del estadístico es chi-cuadrado con K grados de libertad (Green, 1999).

El test de IAI se aplicó a todas las especificaciones del modelo que fueron reportadas en el cuadro 2. Los resultados de la aplicación del test cuando se excluyen las Regiones tercera, séptima y undécima aparecen en las últimas filas del citado cuadro. En general, es posible afirmar que en todas las especificaciones reportadas en el cuadro se cumple el supuesto de IAI. En otros casos la exclusión de una o más regiones genera una matriz que no es definida positiva, lo que hace imposible aplicar el Test. Por lo tanto, los resultados obtenidos mediante el empleo del logit condicional debe ser observados con cuidado.

Importancia de las economías de aglomeración

En las últimas dos columnas del cuadro 2 se presenta un par de especificaciones que van a permitir mostrar la importancia que tiene la variable aglomeración industrial al momento de explicar la localización de la inversión extranjera en la industria manufacturera. Para verificar la importancia que tienen las economías de aglomeración en el poder explicativo del modelo se volvió a estimar el modelo empírico sin considerar economías de aglomeración. El resultado de este ejercicio aparece en la columna (4). Se observa que el poder explicativo del modelo disminuye considerablemente, el test de razón de verosimilitud reportado en la columna muestra que ambas especificaciones son significativamente distintas. Incluso, un modelo bastante más sencillo, como el reportado en la última columna, que incluye sólo aglomeración industrial como variable independiente, posee un mayor poder explicativo lo que se refleja en el valor mayor que adopta el logaritmo de la función de verosimilitud.

Cabe destacar, eso sí, que las estimaciones de los otros parámetros no son muy estables. La exclusión de la variable aglomeración ocasionó que variara la magnitud, el signo y la significancia de varios parámetros.

Por lo tanto, se aprecia que la variable central en este trabajo, la que mide las economías de aglomeración, es siempre estadísticamente significativa (con un nivel de significancia inferior al 1%) y el signo del coeficiente es el esperado. Luego, es posible afirmar que las economías de aglomeración afectan la probabilidad de escoger una determinada Región. En este caso, un incremento en el número de empresas en una industria en una Región ocasionará que aumente la probabilidad de que los nuevos inversionistas extranjeros con proyectos que se clasifican en esas áreas industriales escojan también esa Región al momento de materializar sus proyectos de inversión.

IV.2 Modelo de valor extremo heterocedástico

Con la finalidad de imponer menos restricciones en la estimación de los parámetros se utiliza el MVEH. El producto de esta estimación es reportado en el cuadro 3. En dicho cuadro se aprecia que el parámetro asociado a las economías de aglomeración se relaciona directamente con la localización de la inversión, siendo significativamente distinto de cero. El otro parámetro que resulta ser significativamente distinto de cero es la participación de la mano de obra no calificada, presentando un signo positivo.

En la estimación del MVEH se utilizó una especificación similar a la reportada en la columna (3) del cuadro 2. Esto permitirá comparar los resultados obtenidos utilizando un modelo menos restringido como el MLC o uno más flexible como el MVEH. Ambos modelos no son significativamente distintos. La aplicación del test de razón de verosimilitud, comparando este resultado con el de la especificación que se obtiene utilizando el MLC, muestra que ambas especificaciones no son significativamente distintas, considerando un nivel de significancia del 10%.

Lo anterior se ve reforzado al analizar el valor estimado de los parámetros de escala que se reportan en el mismo cuadro. Aunque todos ellos son significativamente distintos de cero no se puede afirmar que sean significativamente distintos de 1, valor que se fijó para el parámetro de escala de la Región Metropolitana. La única excepción la constituyen los parámetros de escala asociados a las Regiones V y VI.

Una análisis comparado de los signos y de la significancia de los parámetros utilizando ambas modelos permite apreciar que la única diferencia radica en la influencia del PIB per cápita de regiones adyacentes el que deja de ser significativamente distinto de cero cuando se emplea el MVEH.

Una de las ventajas del MVEH es que permitía obtener elasticidades cruzadas diferentes entre alternativas. En este caso aunque la gran mayoría de los parámetros de escala no son estadísticamente diferentes, las diferencias en el nivel de los parámetros podría determinar una mayor variación de las elasticidades entre alternativas.

Cuadro 3
Resultados de las estimaciones del Modelo de Valor Extremo Heterocedástico (MVEH)

Variable	Valor del Coeficiente	t- estadístico
AGLOM	0,422*	5,405
SALAR	0,219	1,346
NOCALIF	0,985*	2,974
ENER	0,065	0,318
TIERRA	0,094	1,317
PIB PC	0,643	1,590
PIB PC ADYACENTE	-0,248	-0,608
		Desviación Estándar
θ R1	2,139	0,978
θ R2	3,915	2,065
θ R3	1,727	0,557
θ R4	2,221	0,774
θ R5	3,177*	1,094
θ R6	2,372*	0,592
θ R7	1,785	0,506
θ R8	4,167	2,062
θ R9	1,651	0,523
θ R10	1,561	0,466
θ R11	1,331	0,443
θ R12	2,879	1,039
θ R13 (Parámetro fijo)	1,000	
Log de la F. de verosimilitud	-687,55	
Pseudo R ² ajustado	0,581	
Test de razón de verosimilitud [Restringido / No restringido]		
Razón de verosimilitud	18,76	
Grados de libertad	12	
Chi-cuadrado de tabla**	21,03	

* significativamente distinto de 1

** significativa inferior al 5%

*** significativa inferior al 10%

θ Rj = Parametro de escala “estimado” asociado a la Región j

IV.3 Elasticidades

Es posible utilizar los parámetros estimados para analizar como se verá afectada la probabilidad de que el inversionista escoja la localización i [P_i] cuando varía el parámetro m en la Región j [$x_j(m)$]. En este modelo ese cambio corresponde a:

$$\frac{\partial P_i}{\partial x_j(m)} = (1 - P_j) P_i \beta(m) \quad (11)$$

En el estudio las variables independientes están expresadas en logaritmo. Por lo tanto, se hace conveniente modificar la expresión (11) para que refleje elasticidades. Ese resultado figura a continuación:

$$\phi_{ij}(m) = \frac{\partial P_i}{\partial x_j(m)} \frac{x_j(m)}{P_i} = \frac{\partial P_i}{\partial \log x_j(m)} \frac{1}{P_i} = (1 - P_j) \beta(m) \quad (12)$$

Esta elasticidad puede interpretarse como el porcentaje en el que varía la probabilidad de que una inversión extranjera se localice en una determinada Región i cuando se registra un cambio de un 1% en valor de alguna de las variables independientes en la Región j .

Esta investigación se ha centrado en la importancia de la aglomeración industrial en la localización de la inversión extranjera. Por lo tanto, en el cuadro 4 se reporta el valor de las elasticidades cuando se modifica el número de firmas que se localiza en una Región, ceteris paribus. En el calculo de estas elasticidades se ha utilizado la especificación que figura en la columna (3) del cuadro 2. El encabezado de las columnas del cuadro 4 muestra la Región en la que el número de firmas se incrementó en un 1% y las filas muestran el efecto que ocasionó ese cambio en la probabilidad de que la inversión se localice en la Región. Así por ejemplo, un incremento de un 1% en el número de firmas que se localiza en la VIII Región ocasionará que se incremente en un 3% la probabilidad de que los futuros proyectos de inversión extranjera se localicen en esa Región, en tanto que, disminuye en un 0,36% la probabilidad de que se localicen en alguna de las otras regiones.

El calculo descrito anteriormente también se puede apreciar en el cuadro 5 empleando el MVEH reportado en el cuadro 3. Se aprecia que el MVEH permite un patrón mucho más flexible de elasticidades.

Cuadro 4
Elasticidad de las probabilidad con respecto al número de firmas en la industria
Modelo Logit Condicional

		Cambio que se registra en el número de empresas de la Región												
		I	II	III	IV	V	M	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Efecto sobre la probabilidad de que la inversión se localice en alguna de estas regiones	I	2,262	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	II	-0,085	2,242	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	III	-0,085	-0,069	0,781	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	IV	-0,085	-0,069	-0,010	1,427	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	V	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	3,157	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	M	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	1,643	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	VI	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	1,718	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	VII	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	2,146	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	VIII	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	3,425	-0,032	-0,131	-0,005	-0,030
	IX	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	1,484	-0,131	-0,005	-0,030
	X	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	2,090	-0,005	-0,030
	XI	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	0,548	-0,030
XII	-0,085	-0,069	-0,010	-0,032	-0,205	-4,384	-0,051	-0,068	-0,301	-0,032	-0,131	-0,005	1,581	

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 5
Elasticidad de las probabilidad con respecto al número de firmas en la industria
Modelo de Valor Extremo Heterocedástico

		Cambio que se registra en el número de empresas de la Región												
		I	II	III	IV	V	M	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Efecto sobre la probabilidad de que la inversión se localice en alguna de estas regiones	I	0,075	0,066	0,023	0,042	0,095	0,162	0,51	0,064	0,107	0,044	0,064	0,016	0,046
	II	-0,114	2,849	-0,028	-0,023	-0,615	-3,324	-0,124	-0,069	-0,582	-0,032	-0,105	-0,006	-0,100
	III	-0,089	-0,209	0,781	-0,023	-0,368	-2,466	-0,095	-0,064	-0,380	-0,028	-0,115	-0,007	-0,091
	IV	-0,124	-0,142	-0,014	1,717	-0,509	-2,403	-0,113	-0,109	-0,588	-0,036	-0,202	-0,012	-0,141
	V	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,007	-2,967	0,000	0,000	0,000	0,023	-0,101	-0,007	-0,077
	M	0,010	-0,033	-0,004	-0,005	-0,083	0,834	-0,018	-0,023	-0,093	-0,009	-0,032	-0,002	-0,016
	VI	-0,076	-0,145	-0,013	-0,022	-0,224	-2,180	1,530	-0,076	-0,478	-0,029	-0,124	-0,007	-0,095
	VII	-0,053	-0,063	-0,007	-0,015	-0,171	-1,951	-0,051	1,551	-0,444	-0,030	-0,098	-0,006	-0,053
	VIII	-0,092	-0,159	-0,014	-0,028	-0,356	-2,588	-0,103	-0,152	3,840	-0,064	-0,181	-0,011	-0,129
	IX	0,453	0,476	0,169	0,359	0,763	-2,064	-0,065	-0,085	-0,506	1,226	-0,120	-0,007	-0,065
	X	-0,047	-0,041	-0,007	-0,014	-0,129	-1,581	-0,045	-0,056	-0,287	-0,023	1,203	-0,006	-0,051
	XI	-0,063	-0,054	-0,011	-0,020	-0,180	-1,758	-0,056	-0,084	-0,350	-0,034	-0,134	0,391	-0,061
XII	-0,102	-0,146	-0,014	-0,032	-0,325	-2,322	-0,114	-0,102	-0,704	-0,038	-0,171	-0,010	1,687	

Fuente: elaboración propia.

V. CONCLUSIONES

El estudio de los factores que han determinado la distribución regional de la inversión extranjera en el sector manufacturero permite apreciar el importante rol que juegan las economías de aglomeración. En este trabajo se aprecia que el parámetro asociado a la variable que mide las economías de aglomeración es siempre estadísticamente significativo (con un nivel de significancia inferior al 1%) y el signo del coeficiente es el esperado. Además, la incorporación de la variable aglomeración permite incrementar significativamente el poder explicativo del modelo.

Por lo tanto, las economías de aglomeración han determinado la distribución regional de la inversión extranjera en la industria manufacturera. En este caso, un incremento en el número de empresas en una Región ocasionará que aumente la probabilidad de que los nuevos inversionistas extranjeros, con proyectos que se clasifican en esas áreas industriales, escojan también esa Región al momento de materializar sus proyectos de inversión.

Este resultado tiene interesantes aplicaciones en política económica. Especialmente en lo referente al rol de las políticas que promueven la desconcentración y descentralización de la actividad económica en el ámbito nacional. Aunque no sugiere instrumentos que se pueden emplear para descentralizar la actividad económica, sí permite afirmar que políticas gubernamentales que logren redireccionar desde el punto de vista geográfico la inversión productiva serían efectivas porque ocasionarán que aumente la probabilidad de que los nuevos inversionistas escojan también esas regiones al momento de localizar sus inversiones. Por lo tanto, la localización de la actividad económica constituiría un sistema no-ergódico y políticas gubernamentales más activas orientadas a incentivar la localización de la actividad productiva en determinadas regiones serían efectivas.

Hay que advertir eso sí, que como todo trabajo empírico, este estudio presenta limitaciones. Al igual que en la mayoría de los casos una limitación importante es la disponibilidad de información. Hubiese sido deseable conocer el año exacto en el que se autorizaron o materializaron los proyectos de inversión, para controlar por los factores que en ese momento determinaban la elección de la localización. Además, existe la posibilidad de que existan variables que influyan en la decisión de localización que no estemos midiendo. En este caso es posible que si estas variables no incluidas se encuentran correlacionadas con el número de firmas en la industria, estemos obteniendo una medida sesgada del efecto aglomeración. Esto podría suceder debido a la no inclusión de variables que capten diferencias en las dotaciones de factores productivos o diferencias en los costos de transporte.

Debido a estas obvias limitaciones, se corrieron muchas otras regresiones que no fueron reportadas en este trabajo. El objetivo era sensibilizar los resultados de tal forma de verificar que esto fuesen sensibles a los supuestos y simplificaciones que se tuvieron que realizar. En general, es posible afirmar que los resultados no están determinados por el método empleado en la estimación, ni tampoco por la exclusión o inclusión de variables. Incluso estos resultados son insensibles a la forma de medir las economías de

aglomeración, por esta razón, cuando las economías de aglomeración se miden en base al empleo los resultados no cambian.

Otro aspecto que fue abordado en este trabajo es el supuesto de IAI en el que se basa el MLC. Aunque el empleo de este supuesto facilita la estimación del modelo, no es muy fácil de justificar desde el punto de vista intuitivo y los trabajos que emplean el MLC para estimar la importancia de distintos factores que influyen en la localización de la inversión no reportan la aplicación de test de contraste que permitan verificar analizar el cumplimiento del supuesto. En este trabajo se siguieron dos caminos: se utilizó el test de Hausman y McFadden (1984) para verificar que se cumpla el supuesto de IAI y, además, se estimó un modelo menos restringido que flexibiliza el supuesto de IAI, ya que permite heterocedasticidad. El empleo del Test de Hausman y McFadden (1984) permitió verificar que se cumple el supuesto de IAI. Además, la estimación del modelo más general, MVEH, y su posterior comparación con el MLC, permitió mostrar que ambos modelos no son significativamente distintos. Aunque el MVEH permitió obtener elasticidades cruzadas diferentes entre alternativas.

VI. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Allenby, G. and J. Ginter (1995). The effects of in-store displays and feature advertising on consideration sets. *International Journal of Research in Marketing*, 12, 67-80.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative Response Models: A survey. *Journal of Economic Literature* 19, 1483-1536.
- Arthur, B. (1986). Industry location patterns and the importance of history. Stanford University, Center for Economic Policy Research, paper nº84.
- Arthur, B. (1990). Positive feedbacks in the economy. *Scientific American* 262, 92-99.
- Baldwin, R. and R. Forslid (1999). The core-periphery model and endogenous growth: stabilising and de-stabilising integration. *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Paper 6899.
- Baptista, R. (2000). Do innovations diffuse faster within geographical clusters? *International Journal of Industrial Organization* 18, 515-535.
- Bhat, C. (1995). A Heterocedastic Extreme Value Model of intercity mode choice. Working Paper Department of Civil Engineering, University of Massachusetts, Amherst.
- Carlton, D. (1983). The location and employment choice of new firms: an econometric model with discrete and continuous endogenous variables. *The Review of Economics and Statistics* 65, 440-449.
- Coughlin, C., J. Terza, and V. Arromdee (1991). State characteristics and the location of foreign direct investment within the United State. *The Review of Economics and Statistics* 73, 675-683.
- Dumais, G., G. Ellison, and E. Glaeser (1997). Geographic concentration as a dynamic process. *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Paper 6270.
- Eberts, R. W. and D. P. McMillen (1999). Agglomeration Economies and Urban Public Infrastructure. En: *Handbook of Regional and Urban Economics* (Ed.: Cheshire and Mills), Vol. 3, Applied Urban Economics, NorthHolland, pp. 1455-1495.
- Either, W. (1982). National and international returns to scale in the modern theory of international trade. *American Economics Review* 72, 389-405.

- Ellison, G. And E. Glaeser (1997). Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. *Journal of Political Economy* 105, 5: 889-927.
- Fundación Región y Desarrollo (1997). Mecanismos de estímulo para la localización de empresas en regiones. <http://www.fundacionryd.cl/proyec/mieco.htm>
- Green, W. (1999). Análisis Econométrico. 3ª edición. Prentice Hall.
- Guimarães, P., R. Rolfe and D. Woodward (1996). Regional Incentives and Industrial Location in Puerto Rico. Working Paper, Center for International Business Education and Research, U.S. Department of Education.
- Guimarães, P., O. Figueiredo and D. Woodward (2000). Agglomeration and the Location of Foreign Direct Investment in Portugal. *Journal of Urban Economics* 47, 115-135.
- Hanson, G. (1996). Localization Economies, Vertical Organization, and Trade. *The American Economic Review*, 86, 5, 1266-1278.
- Haufler, A. and I. Wooton (1999). Country Size and Tax Competition for Foreign Direct Investment. *Journal of Public Economics*, 71, 121-139.
- Hausman, J. and D. McFadden (1984). A Specification Test for the Multinomial Logit Model. *Econometrica* 52, 1219-1240.
- Head, C. K., J. C. Ries, D. L. Swenson (1995). Agglomeration Benefits and Location Choice: Evidence from Japanese Manufacturing Investment in the United State. *Journal of International Economics* 38, 223-247.
- Head, C. K., J. C. Ries, D. L. Swenson (1999). Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration. *Regional Science and Urban Economics* 29, 197-218.
- Henderson, V. (1999). Marshall's Scale Economies. *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Paper 7358.
- Henkel, J., K. Stahl, and U. Walz (2000). Coalition building in a spatial economy. *Journal of Urban Economics* 47, 136-163.
- Hines, J. R. Jr. (1996). Altered states: taxes and the location of foreign direct investment in America. *American Economic Review*, 86, 5, 1076-1094.
- Junius, K. (1997). Economies of scale: A survey of the empirical literature. Kiel Institute of World Economics, Kiel Working Paper 813.

- Kinoshita, Yuko (1998). Firm Size and Determinants of Foreign Direct Investment. Working Paper CERGE-EI. Prague, Czech Republic.
- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy* 99, 483-499.
- Krugman, P. (1992). Geografía y Comercio. Antoni Bosch editor.
- LIMDEP Version 7.0 (1998). User`s Manual. Econometric Software, Inc.
- Maddala, G. S. (1983). Limited-depend and qualitative variables in econometrics. Cambridge University Press.
- Maurel, F. and B. Sédillot (1999). A measure of the geographic concentration in french manufacturing industries. *Regional Science and Urban Economics* 29, 575-604.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. En *Frontiers in Econometrics* (Ed: P. Zarembka). Academic Press, New York, pp. 105-142.
- Mitra, A. (1999). Agglomeration economies as manifested in technical efficiency at the firm level. *Journal of Urban Economics* 45, 490-500.
- Moomaw, R. (1998). Agglomeration economies: Are they exaggerated by industrial aggregation? *Regional Science and Urban Economics* 28, 199-211.
- Richardson, J. D. and P. Smith (1995). Sectoral Growth Across U.S. States: Factor Content, Linkages, and Trade. *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Paper 5094.
- Rotemberg, J. and G. Saloner (2000). Competition and Human Capital Accumulation: A Theory of Interregional Specialization and Trade. *Regional Science and Urban Economics* 30, 373-404.
- Wheeler, D. and A. Mody (1992). International investment location decisions: The case of U. S. Firms. *Journal of International Economics* 33, 57-76.

ANEXO

Proyectos de Inversión Extranjera
Autorizados en el sector Industrial Manufacturero años 1974-1998
y Descripción de las Variables Independientes en la Estimación

Región	N° de Proyectos	AGLOM		SALAR		NOCALIF		ENER		TIERRA		PIB PC		PB PC ADY	
		Media	D. S.	Media	D. S.	Media	D. S.	Media	D. S.	Media	D. S.	Media	D. S.	Media	D. S.
I	13	2,577	0,598	1,176	0,209	0,687	0,088	3,365	0,146	1,894	0,000	5,926	0,000	6,487	0,000
II	11	2,216	0,292	1,701	0,348	0,503	0,071	3,245	0,325	1,300	0,000	6,487	0,000	5,818	0,000
III	5	1,507	0,228	1,182	0,587	0,682	0,168	3,340	0,090	1,275	0,000	5,696	0,000	6,046	0,000
IV	3	2,292	1,384	0,815	0,206	0,784	0,016	3,279	0,202	2,642	0,000	5,240	0,000	5,626	0,000
V	21	2,893	0,985	1,394	0,356	0,663	0,075	3,231	0,150	4,545	0,000	5,551	0,000	5,675	0,000
VI	15	2,747	0,767	1,293	0,429	0,659	0,184	3,324	0,099	3,861	0,000	5,680	0,000	5,504	0,000
VII	14	2,755	1,096	1,095	0,397	0,654	0,203	3,145	0,206	3,399	0,000	5,167	0,000	5,552	0,000
VIII	28	3,280	1,064	1,356	0,529	0,707	0,161	3,294	0,061	3,945	0,000	5,405	0,000	4,963	0,000
IX	6	1,561	1,478	0,921	0,400	0,785	0,135	3,302	0,085	3,302	0,000	4,706	0,000	5,225	0,000
X	29	3,088	1,239	0,904	0,028	0,745	0,144	3,325	0,056	2,752	0,000	5,006	0,000	5,141	0,000
XI	7	1,222	0,747	1,211	0,496	0,670	0,300	3,335	0,130	-0,148	0,000	5,443	0,000	6,101	0,000
XII	12	2,433	0,841	1,600	0,473	0,648	0,193	3,307	0,088	0,168	0,000	6,611	0,000	5,443	0,000
R.M.	476	4,966	0,695	1,379	0,220	0,625	0,047	3,274	0,130	5,967	0,000	5,716	0,000	5,593	0,000

Fuente: elaboración propia.