
La duración de las exportaciones. Evidencia a nivel de firma y transaccional. Colombia 2000-2006[♦]

Jerónimo Carballo *

Director: Christian Volpe Martincus

Noviembre 2007

Maestría de Economía

Universidad Nacional de La Plata

[♦] Agradezco a Christian Volpe Martincus por la constante guía en la realización del trabajo, y a PROEXPORT por proveer la información sobre exportaciones. Este trabajo se enmarca en un proyecto de estudio sobre promoción y duración de exportaciones en el Departamento de Integración y Comercio (INT) del Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Las opiniones son responsabilidad del autor exclusivamente, y no deben ser atribuidas al Banco Interamericano de Desarrollo, sus directores ejecutivos, sus países miembros, o PROEXPORT.

* Correo Electrónico jerocar@gmail.com

La duración de las exportaciones. Evidencia a nivel de firma y transaccional. Colombia 2000-2006

Jerónimo Carballo

Versión: Noviembre 2007

Resumen

Los modelos tradicionales de Comercio Internacional no consideran la duración de los flujos de comercio. Recientes trabajos empíricos analizan la duración de los flujos comerciales a nivel de producto. Este trabajo aporta a esta creciente literatura al analizar la duración de los flujos comerciales, tanto a nivel de firma como a nivel de firma-producto-mercado, para las firmas colombianas en el período 2000-2006. Los modelos de duración muestran que la estrategia de diversificación, el grado de diferenciación del producto, el volumen del flujo comercial, el tamaño y la distancia respecto de la economía de destino afectan el riesgo que el flujo comercial termine. También se observa la presencia de dependencia negativa de la duración, al igual que los modelos de dinámica industrial como Jovanovic (1982) y Hopenhayn (1992).

Abstract

Traditional models of international trade do not consider the duration of trade flow. Recently new empirical literature addressed this question empirically at product level, however, analysis at firm level of this question are rare. I aim at contributing to this new empirical literature by analyzing the determinants of Colombian firms survival in exports markets and by providing a overall description of the failure dynamic of firms. I exploit the information available in using a firm-product-market level dataset for Colombia over the period 2000-2006. Results suggest that the diversification strategy, the degree of differentiation of the product, and the size and distance to the destination affect the survival of the trade flow. I found evidence of negative duration dependence, as predicted by models of industry dynamics (Jovanovic, 1982; Hopenhayn, 1992).

Palabras claves Exportaciones, Duración, Firmas, Colombia

Códigos JEL F14, L25, C41.

Introducción

La entrada y salida de las firmas, a nivel doméstico, contribuyen de forma más que proporcional al crecimiento de la productividad de una industria (Foster et al., 2001) y a la creación y destrucción de empleo (Bernard y Jensen, 2007). La dinámica de estos importantes procesos ha sido ampliamente analizada en la literatura de Organización Industrial (Ver, por ejemplo, los trabajos de Dunne et al., 1988 , Dunne et al., 2003, para Estados Unidos, Disney et al., 2003, para Gran Bretaña, Esteve Pérez et al., 2004, para España, Mata y Portugal, 1994 y Mata et al., 1995, para Portugal).

La literatura de Comercio Internacional, sin embargo, se ha concentrado casi exclusivamente en analizar el proceso de entrada de las firmas en los mercados de exportación (Ver, por ejemplo, Roberts y Tybout, 1997, Das et al., 2007, Eaton et al., 2007) y ha ignorado, en general, que el proceso de salida es un fenómeno que consta de dos dimensiones: la decisión de salir, y la duración de la experiencia exportadora. Los trabajos que analizan el proceso de entrada resaltan la importancia de los costos hundidos que deben enfrentar las firmas exportadoras para iniciar su actividad de exportación. La presencia de estos costos hundidos implica que firmas tienden a exportar por períodos relativamente prolongados (Nitsch, 2007).

La duración del flujo de comercio, por otra parte, es una dimensión generalmente no considerada en los modelos teóricos tradicionales de esta literatura. Implícitamente estos modelos asumen que el flujo de comercio una vez establecido perdura en el tiempo (Besedes y Prusa, 2006a, Nitsch, 2007). Por ejemplo, el modelo de ventajas comparativas predice que dos países comerciarán si tienen diferencias en las dotaciones relativas. Por lo tanto, mientras estas diferencias se mantengan, y los costos de comercio no cambien, el flujo persistirá en el tiempo.

Los trabajos empíricos recientes de Besedes y Prusa (2006a, 2006b) y Nitsch (2007) que analizan la duración de los flujos de importación a nivel de producto de Estados Unidos y Alemania, respectivamente, para los distintos socios comerciales, muestran que la mayoría de las relaciones son de corta duración. Estos resultados sugieren que hay una micro-dinámica que no es rescatada por los modelos teóricos o los trabajos empíricos existentes (Besedes y Prusa, 2006a).

El presente trabajo, motivado por los puntos antes mencionados, analiza el proceso de supervivencia de las firmas exportadoras colombianas y, aprovechando la disponibilidad de información a nivel transaccional, también analiza la supervivencia de los flujos de comercio definidos a nivel de firma-producto-mercado para el período 2000 – 2006.

Este trabajo es el primero que analiza la duración de los flujos de comercio a nivel de firma-producto-mercado. Bernard et al. (2007) destacan la importancia de contar con información a nivel de firma-mercado-producto ya que las firmas existentes pueden entrar y salir un mercado específico, tanto a nivel de productos como de país de destino, sin dejar de exportar, por lo que el análisis a nivel de firma, puede subestimar la dinámica del proceso u ocultar ciertas características del mismo y en especial a nivel de producto. Estos autores encuentran que dos tercios de las firmas manufactureras de Estados Unidos cambian su canasta de producción de bienes cada 5 años.

Este potencial problema se acentúa cuando el nivel de agregación de los flujos comerciales es el de productos, ya que en este caso se puede ocurrir que distintas firmas entran y salen de la exportación de un producto particular, sin que pueda ser identificado en este nivel de agregación.

El análisis se llevó a cabo a través de modelos de duración, una metodología ampliamente utilizada en otros campos de la Economía aunque poco empleada en Comercio Internacional, que permite analizar tanto “si ocurre o no” el evento bajo análisis, en este caso el cese de la actividad de exportación por parte de la firma o la terminación del flujo de comercio a nivel de firma-producto-mercado, como “cuando ocurre” el mismo, la duración del flujo. Esto último implica que estos modelos permiten controlar por la evolución del riesgo en el tiempo, dimensión que no es capturada por los modelos binarios sobre la realización del evento (Esteve Pérez et al., 2004).

Desde una perspectiva de política económica la relevancia de este trabajo surge de tres puntos. El primero es que el conocimiento de la dinámica de la supervivencia de las firmas colombianas y sus flujos de comercio y sus determinantes es relevante para lograr la expansión de las firmas exportadoras, el conjunto de productos exportados y la cantidad de mercados servidos, que tienen efectos potencialmente positivos sobre el crecimiento económico (Lederman y Maloney, 2003; Koren y Tenreyro, 2007; Herzer, 2004). Además, el análisis de la duración permite incorporar una nueva dimensión a las políticas de promoción de exportación, que se concentran básicamente en políticas de expansión de las exportaciones de las firmas que ya exportan, a través de subsidios directos vinculados con el volumen de exportación, o la expansión del número de firmas exportadoras, subsidiando parcialmente, al menos, los costos de entrada (Das et al., 2007).

El segundo punto es que los modelos de firmas heterogéneas resaltan un nuevo canal de ganancias de bienestar del comercio internacional, que resulta de la relocalización de recursos dentro de las industrias (Melitz, 2003, Bernard et al., 2003). Esta relocalización ocurre por la expansión de las firmas exportadoras (de alta

productividad) y la contracción de las firmas no exportadores (de baja productividad). Sin embargo, es esperable, que la expansión de las firmas exportadoras tengan una relación directa con la duración de las mismas en los mercados de exportación. Por lo que el análisis de la supervivencia de las firmas exportadoras es un punto clave para entender este potencial canal de ganancias de bienestar del comercio internacional para Colombia.

El tercer elemento es que las firmas exportadoras son menos sensibles a los efectos de una recesión interna (Das et al., 2007), bajo ciertas condiciones, estas firmas facilitan la absorción de tecnología extranjeras (Grossman y Helpman, 1991, Westphal, 2002), y las firmas exportadoras pagan mayores salarios (Bernard et al., 2007). Además Girma et al. (2003) encuentra que las firmas que se retiran de la actividad de exportación experimentan una caída en la productividad, en el nivel de empleo demandado y la producción total. De esta manera, aumentar la cantidad de firmas que permanecen en los mercados de exportación resulta muy importante para reducir el efecto de las recesiones domésticas, incentivar el progreso tecnológico y mejorar las condiciones del factor trabajo; y lograr una mayor persistencia de las firmas en los mercados permite evitar los efectos negativos de retirarse de los mercados de exportación.

Los resultados para el caso de Colombia indican que las relaciones comerciales son de corta duración y que la misma aumenta a medida que se eleva el nivel de agregación de los flujos comerciales. Además muestran que las firmas más diversificadas tienen un menor riesgo de retirarse de la actividad de exportación, que el grado de diferenciación de los productos afecta la supervivencia y que este efecto depende del tipo de mercado. También se encuentra evidencia de dependencia negativa

de la duración, a medida que la duración aumenta el riesgo de que el flujo comercial termine se va reduciendo. Estos resultados son robustos a controles por heterogeneidad no observada, censura a la izquierda y distintas especificaciones de los modelos de duración.

Asimismo es necesario considerar estos resultados dentro de las limitaciones del presente análisis. La primera surge de la longitud del período bajo análisis, contar con un período mayor aseguraría que los resultados se mantienen para duraciones mayores. Otra limitación es la falta de información respecto a algunas variables claves como el número de empleados, la fecha de inicio de la actividad o el área de localización en Colombia.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la próxima sección se revisa la literatura existente y se discuten los determinantes de la supervivencia de las firmas y sus flujos de comercio, en la tercera se describe la metodología a utilizar. En la cuarta sección se describe la fuente de datos y se presenta un análisis descriptivo. La quinta sección presenta los principales resultados econométricos. Por último la sexta sección resume las conclusiones del trabajo.

Revisión de la Literatura y Determinantes de la Duración

Los trabajos empíricos de la literatura en Comercio Internacional sobre la duración de los flujos comerciales se reducen, básicamente, a los trabajos de Besedes y Prusa (2006a, 2006b) y Nitsch (2007), para flujos de comercio a nivel de producto, y los trabajos de Bosco Sabuhoro et al. (2006) y Volpe Martincus y Carballo (2007b) que estudian la duración de los flujos de comercio a nivel de firma para Canadá y Perú, respectivamente.

Esta literatura empírica tiene dos características comunes: la metodología seleccionada, por una parte, ya que todos los trabajos eligen al estimador de Kaplan-Meier para analizar la función de supervivencia en forma no-paramétrica y al modelo de Cox para el análisis de regresión. Por otra parte, estos trabajos obtienen clara evidencia de que la mayoría de los flujos comerciales tiene una duración corta.

En el caso de la duración de los flujos a nivel de producto, la duración mediana para las importaciones de Estados Unidos para el período 1972-1988 es de un año (Besedes y Prusa, 2006a) y la duración media es de 2,7 años. La duración mediana y media son 1 año y 3 años prácticamente, respectivamente, para las importaciones de Alemania en el período 1995-2005 (Nitsch, 2007). En el caso de las firmas peruanas, la duración mediana para el período 2001-2005 es de un año (Volpe Martincus y Carballo, 2007b). Asimismo, la probabilidad de que una firma canadiense exporté sólo el primer año es de 0,42. (Bosco Sabuhoro et al., 2006).

La duración de los flujos comerciales depende de aquellos factores, entre otros, que facilitan o dificultan el comercio entre dos países, dado que el comercio entre países es llevado a cabo por firmas, y también de los factores que afecten la decisión de la firma de exportar. Estos factores han sido estudiados por la literatura de Comercio Internacional, especialmente a través de los trabajos de modelos gravitacionales y los trabajos sobre costos hundidos de entrada a los mercados de exportación a nivel de firma.

Adicionalmente, es esperable que aquellas variables que afecten la supervivencia de la firma como tal también afecten, últimamente, la duración del flujo de comercio internacional. En el caso que una firma exportadora desaparezca, evidentemente, también desaparecerá su flujo de comercio internacional. Estos factores no han sido

considerados en la literatura de Comercio Internacional, sin embargo han sido analizados en la literatura de Organización Industrial. Por lo que en esta sección se discutirán también trabajos de esta literatura.

Los modelos gravitacionales de comercio demuestran que la distancia entre los socios comerciales, y el tamaño de la economía de los socios, tienen una importante capacidad de predecir el flujo de comercio. Lo cual sugiere incluir estas variables en la ecuación a estimar.

En el análisis a nivel de producto para Alemania Nitsch (2007) encuentra que la distancia aumenta el riesgo de que el flujo termine, mientras que el tamaño de la economía del país exportador disminuye el mismo. De esta manera el efecto de estas variables sobre la duración coincide con el sentido esperado de las mismas en función de los efectos de las variables en los modelos gravitacionales.

Besedes y Prusa (2006b) y Nitsch (2007) muestran que el grado de diferenciación de los productos es un determinante de la duración del flujo comercial, a nivel de producto. Los bienes diferenciados tienen un menor riesgo de desaparecer. Intuitivamente, las relaciones comerciales de bienes homogéneos son más frágiles, por las mayores posibilidades de sustitución, y porque, probablemente, requieren una menor inversión de recursos para ser establecidas. Se podría esperar también que este efecto dependa del tipo de economía a la cual se destina el producto. En las economías más avanzadas el grado de competencia es mayor (Campbell y Hopenhayn, 2005) lo cual aumenta la elasticidad de sustitución de la demanda, y de esta manera es posible que ocurra que una mayor homogeneidad de un producto facilite la construcción de una nueva relación comercial y de esta manera reduzca el riesgo que el flujo firma-producto-mercado termine. Esta reducción en el riesgo se debe a que la información

disponible en este trabajo no permite identificar los importadores, de manera que no es posible saber si la firma cambia o no de importadores. Por lo tanto una mayor facilidad para construir relaciones comerciales puede influenciar el riesgo observado a nivel de firma-producto-mercado.

En la literatura de Organización Industrial un resultado ampliamente documentado es que las firmas más grandes, medido por el volumen de producción, tienen una mayor probabilidad de supervivencia (Dunne et al., 1988, Mata y Portugal, 1994, Mata et al., 1995). Este efecto del tamaño de las firmas también se deriva de los resultados del trabajo de Bosco Sabuhoro et al. (2005), donde las firmas que tienen un tamaño relativo mayor tienen una menor probabilidad de dejar de exportar. En el trabajo de Volpe Martincus y Carballo (2007b) también las firmas que exportan un mayor volumen tiene una mayor supervivencia.

Bernard y Jensen (2007) encuentran que las firmas multiproducto tienen mayores probabilidades de sobrevivir, a nivel doméstico. Esta mayor supervivencia se puede explicar, por una parte, a través de la mayor capacidad de estas firmas multiproducto de sobrevivir un shock negativo a un producto (mercado), asumiendo que no hay correlación positiva perfecta entre sus productos (mercados).

Además este resultado, una mayor supervivencia de las firmas multiproducto, de acuerdo con Bernard et al. (2006), se puede explicar a través de modelos de costos hundidos de entrada donde la productividad en un producto esta correlacionada con la productividad en otros productos. De esta manera las firmas con niveles de productividad mayores tienen mayores probabilidades de agregar un producto, ya que si existen costos hundidos específicos por producto solo las firmas más productivas pueden afrontar los costos de expandir su canasta de producción. El argumento de

Bernard et al. (2006) se refiere a la decisión de las firmas de incorporar productos a nivel doméstico. Sin embargo, en la literatura de Comercio Internacional la presencia de costos hundidos que enfrentan las firmas para exportar ha sido demostrada ampliamente (Ver, por ejemplo, Roberts y Tybout (1997), Bernard y Wagner (2001), Bernard y Jensen (2004), Das et al (2007)). Por lo cual el argumento anterior puede extenderse a las firmas exportadoras y referirse al número de productos exportados. El trabajo de Volpe Martincus y Carballo (2007b) para las firmas peruanas encuentra evidencia de estos efectos.

En forma similar, a nivel de firmas exportadoras también es posible esperar que existan costos hundidos diferentes según el mercado de destino. Estos costos hundidos específicos por mercado conducen a que las firmas con mayores niveles de productividad tengan mayores probabilidades de incorporar un nuevo destino de exportación.

El efecto del número de mercado o de productos exportados por parte de una firma también puede tener un efecto negativo sobre la supervivencia de un flujo de comercio firma-producto-mercado. La existencia de costos hundidos específicos, o al menos de un porción de los mismo, a nivel de producto y/o a nivel de mercado, implica que las firmas que exportan un producto a muchos mercados o muchos productos a un mercado tienen un margen de ajuste que les permite terminar un flujo de comercio producto-mercado específico sin tener que afrontar la pérdida de los costo hundidos asumidos en forma completa, ya que otros productos o mercados continúan activos. De esta manera mientras mayor sea la cantidad de productos exportados a un mercado o la cantidad de mercados a que se exporta un producto mayor será el riesgo de que una flujo producto-mercado específico termine. Bernard et al (2006) encuentran que las firmas

manufactureras de Estados Unidos utilizan frecuentemente el margen de ajuste a nivel de productos, y Dunne et al (2005) obtienen evidencia que las firmas multiproducto tienen mayores probabilidades de retirarse de un mercado específico desarrollando otro.

Audretsch (1991) encuentra que la función de supervivencia de las firmas domésticas en Estados Unidos difiere significativamente entre industrias, y que estas diferencias se deben a las condiciones de demanda y de tecnología de producción en la misma. En forma similar Disney et al. (2003) encuentran que las tasas de salida de las firmas son significativamente distintas entre industrias en las firmas manufactureras de Gran Bretaña. De esta manera es posible esperar que la supervivencia de los flujos comerciales de exportación difiera entre industrias. Por lo tanto en las regresiones se incorporarán efectos fijos por industria para controlar por estas diferencias, asum

Por último las condiciones macroeconómicas pueden afectar la supervivencia de las firmas y de los flujos comerciales firma-producto-mercado. Este efecto de las condiciones macroeconómicas será controlado agregando un efecto fijo por año en la estimación.

Los potenciales determinantes de la duración de los flujos de comercio identificados por la literatura son: (i) el tipo de bien exportado y su interacción con el tipo de mercado, (ii) las variables explicativas tradicionales de los modelos gravitacionales, distancia y tamaño de la economía de destino del flujo comercial, (iii) el valor del flujo comercial, (iv) si la firma es multiproducto, (v) o multimercado, (vi) la región de exportación, (vii) características no observables específicas de las industrias que requieren la incorporación de efectos fijos y (viii) condiciones macroeconómicas.

Metodología

El análisis empírico de este trabajo se basa en los modelos de duración. Estos modelos tienen dos características especiales: la primera es que la variable de interés es el tiempo hasta que ocurra un evento predefinido, o duración. La segunda característica es la presencia de observaciones censuradas (Rodríguez, 2007).

Analizar duraciones implica definir tres elementos claves (Kiefer, 1988): un momento de inicio, en este caso se refiere al comienzo del flujo comercial; una escala temporal, que es anual para el presente trabajo; y un evento que termine la duración, que se definió, en función de los datos disponibles, como la ausencia de comercio durante un año calendario. Respecto a esta última definición, si bien en principio la decisión parece arbitraria, es importante reconocer que definir un lapso menor implica enfrentar el problema de la estacionalidad de la actividad de exportación para ciertos productos y/o mercados, que en el caso de no ser tenido en cuenta puede generar un exceso de entradas y salidas de los mercados de exportación.

El concepto estadístico central dentro de esta literatura es la probabilidad condicional de la ocurrencia del evento (Kiefer, 1988). Esta probabilidad condicional se define como probabilidad que el evento predefinido, en este caso la finalización del flujo comercial, ocurra en t dado que no ocurrió antes, y recibe el nombre de “tasa de riesgo” (Hosmer y Lemeshow, 1999).

Sea T una variable aleatoria no negativa continua que representa la duración hasta la ocurrencia del evento, siendo $f(t)$ su función de densidad y $F(T) = Pr\{T < t\}$ su

función de distribución acumulada, la tasa de riesgo se define formalmente de la siguiente manera¹ (Kleinbaum y Klein, 2005),

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr[t < T \leq t + dt | T > t]}{dt}$$

Otro concepto que resulta conveniente definir es “la función de supervivencia”, que se define como el complemento de la función de distribución acumulada (Rodríguez, 2007),

$$S(t) = Pr[T > t] = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(x) dx$$

La presencia de censura en estos modelos se debe a que, generalmente, para algunas observaciones no es posible conocer la duración completa hasta la realización del evento. La censura se puede presentar, básicamente, de dos formas: observaciones censuradas a la izquierda y observaciones censuradas a la derecha. Las primeras son aquellas para las cuales sabemos que la duración empezó antes del inicio del período para el cual se dispone de información, pero desconocemos cuanto antes².

Las observaciones censuradas a la derecha, en este caso, son aquellas en las que el flujo de comercio existe en el último año del período bajo análisis. De esta forma, para estas observaciones conocemos que la duración que la duración es mayor a un valor determinado, pero desconocemos la duración con exactitud. (Jenkins, 2005)

¹Técnicamente la tasa de riesgo no es una probabilidad condicional porque se refiere al momento t y no al cambio infinitesimal subsiguiente para los modelos de duración continuos (Jenkins, 2005). La función de riesgo es una probabilidad condicional, en cambio, para los modelos de duración de tiempo discreto.

²Es importante destacar que la literatura de bioestadística define de manera diferente a las observaciones censuradas a la izquierda (Jenkins, 2005). Para esta literatura las observaciones censuradas a la izquierda son aquellas en que el evento de interés ocurre antes de que la unidad de análisis este bajo observación, y las observaciones para las cuales no se conoce cuando la unidad de análisis comenzó a integrar el grupo de riesgo se denominan observaciones “truncadas a la izquierda”. (Ver, por ejemplo, Hosmer y Lemeshow, 1999, Cleves et al., 2004).

Los modelos de duración permiten resolver el problema de las observaciones censuradas a la derecha en el momento c bajo el supuesto de que estas son representativas de las observaciones que tienen una duración al menos igual a c . (Kiefer, 1988)³

El tratamiento de las observaciones censuradas a la izquierda es más complejo, los métodos desarrollados para tratar este problema, en general, asumen que el evento bajo análisis es un estado absorbente, por lo que observar la unidad de análisis implica que el evento no ocurrió con anterioridad (Cleves et al., 2004)⁴. Sin embargo, esta condición no se cumple para el presente trabajo. Por lo que el problema de las observaciones censuradas a la izquierda se considerará a través de un análisis de robustez siguiendo a Nistch (2007). Este análisis consiste en repetir los análisis de regresión para una muestra donde las observaciones censuradas a la izquierda han sido eliminadas de la misma.

Estimador de Kaplan – Meier

El estimador de Kaplan – Meier es un estimador no paramétrico de la función de supervivencia. Este estimador permite analizar la función de supervivencia y realizar análisis exploratorios respecto del efecto de distintas variables sobre la función de supervivencia, y por ende sobre el riesgo.

La definición del estimador de Kaplan-Meier es la siguiente, supongamos que tenemos una muestra de n observaciones independientes (t_i, d_i) , $i=1,2,\dots,n$, donde t_i es el

³ Más formalmente el supuesto necesario para trabajar con las observaciones censuradas a la derecha es que la variable de censura c es independiente de T^* , la verdadera duración en ausencia de censura, después de controlar por otros factores. (Kiefer, 1988)

⁴ En los análisis de supervivencia de pacientes con cáncer, por ejemplo, el mero hecho de que el paciente este vivo implica que el evento de interés, en este caso sería la muerte del paciente, no ocurrió con anterioridad.

tiempo de supervivencia y d_i es un indicador si el evento definido ocurrió o no ($d_i=1$ si el evento ocurre y $d_i=0$ si el evento no ocurre). Además definamos n_j = número de firmas en riesgo en t_j y f_j el número de firmas que tienen $d=1$ en t_j . El estimador de Kaplan – Meier es:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{j|t_j \leq t} \left(\frac{n_j - f_j}{n_j} \right)$$

donde $\hat{S}(t_j)$ es la función de supervivencia estimada (Lee y Wang, 2003).

La estimación de la función de supervivencia se puede hacer para distintos grupos definidos a través de una variable y de esta manera evaluar gráficamente las diferencias en las supervivencia de estos grupos. Adicionalmente, se puede evaluar formalmente la igualdad de las funciones de distribución entre distintos grupos utilizando test no paramétricos que comparan distribuciones. Los test más utilizados por evaluar las diferencias entre las funciones de supervivencia son: log-rank, Wilcoxon-Breslow-Gehan, Tarone-Ware y Peto-Peto-Prentice. Estos test evalúan la diferencia global de las funciones de supervivencia, y difieren entre sí únicamente en las ponderaciones que aplican a cada t_i para construir el estadístico (Cleves et al., 2004)⁵.

Modelos de Duración

Los modelos de duración se pueden agrupar, básicamente, en dos grandes enfoques: modelos de riesgo proporcional (PHM) o modelos de “accelerate failure time” (AFTM) (Jenkins, 2005).

Los PHM restringen la distribución del término de error pero permiten distintas transformaciones de la duración para obtener un modelo lineal en las variables

⁵ Las ponderaciones de cada t_i son, respectivamente, $1, n_i, \sqrt{n_i}, \tilde{S}(t_i)$ donde \tilde{S}_i es una modificación de la función de supervivencia estimada a través del estimador Kaplan-Meier.

explicativas. En cambio los AFTM restringen la transformación de la duración, pero permiten distintas distribuciones del término de error (Kiefer, 1988).

Los PHM asumen que el efecto de las variables explicativas es aumentar o disminuir el riesgo de manera proporcional para todas las duraciones (Rodriguez, 2005c). En estos modelos, generalmente, se especifica la función de riesgo de la siguiente manera (Kiefer, 1988)

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t)$$

En la literatura empírica los PHM son los modelos más utilizados, y dentro de estos el modelo de Cox es el más empleado. Dado que el modelo de Cox es la estrategia de estimación seleccionada por la literatura empírica de Comercio Internacional sobre supervivencia, este modelo será el punto de partida de este trabajo.

El modelo de Cox se caracteriza por ser un método semiparamétrico, dado que a la función de riesgo básica, $\lambda_0(t)$, no se le impone ninguna forma funcional para realizar la estimación. Esta propiedad del modelo de Cox tiene la ventaja de evitar el sesgo en los coeficientes estimados por errores en la especificación de la función de riesgo básica (Dolton y van der Klaaww, 1995).

La especificación del modelo de Cox, suponiendo que las variables explicativas no cambian en el tiempo es, (Hosmer y Lemeshow, 1999)

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \lambda_0(t) \exp(x' \beta)$$

El modelo de Cox se estima a través de un enfoque de verosimilitud parcial, donde la función a maximizar se construye a partir de reconocer que la probabilidad condicional de que el evento ocurra en t_i para el individuo j dado el conjunto de riesgo

R_i , que se define como el conjunto de índices de observaciones cuyo evento no ocurrió con anterioridad a t_i , y que solo un evento ocurre en t_i ⁶ es (Rodríguez, 2005b)

$$\frac{\lambda(t_i, x_j) dt}{\sum_{j \in R_i} \lambda(t_i, x_j) dt} = \frac{\lambda_0(t_i) \exp(x_j' \beta)}{\sum_{j \in R_i} \lambda_0(t_i) \exp(x_j' \beta)} = \frac{\exp(x_j' \beta)}{\sum_{j \in R_i} \exp(x_j' \beta)}$$

aplicando la especificación del modelo de Cox y reconociendo que la función de riesgo básica $\lambda_0(t)$ se puede cancelar. Suponiendo que hay m distintas duraciones donde ocurre un evento, obtenemos la verosimilitud parcial L haciendo el productorio de la última expresión para estas m duraciones (Cleves et al., 2004),

$$L = \prod_{i=1}^m \frac{\exp(x_j' \beta)}{\sum_{j \in R_i} \exp(x_j' \beta)}$$

De la expresión de la verosimilitud parcial L se puede observar que para el modelo de Cox el tiempo en el cual ocurrió el evento no es importante, ya que no aparece en la expresión, sino lo relevante es el orden en que ocurrieron los eventos (Hosmer y Lemeshow, 1999)

En la realidad el supuesto de ausencia de empates no se cumple generalmente. Si denominamos D_i al conjunto de índices de observaciones donde el evento ocurre en t_i la expresión para la verosimilitud parcial es (Rodríguez, 2005b),

$$L = \frac{\prod_{j \in D_i} \exp(x_j' \beta)}{\sum_{P_i} \prod_{j \in P_i} \exp(x_j' \beta)}$$

donde P_i es el conjunto de todas las permutaciones posibles de las d_i observaciones del grupo de riesgo R_i . La estimación de esta última expresión se dificulta porque el número de permutaciones crece rápidamente con el número de eventos que ocurren en el mismo tiempo.

⁶ Este supuesto, que se denomina “ausencia de empates”, se levanta en los párrafos subsiguientes.

Para resolver este problema en este trabajo se emplea la aproximación propuesta por Breslow (1974), donde la función de verosimilitud parcial L se aproxima de acuerdo con la siguiente fórmula,

$$L \approx \prod_{i=1}^m \frac{\exp(S_i' \beta)}{\left(\sum_{j \in R_i} \exp(x_j' \beta) \right)^{d_i}}$$

donde $S_i = \sum_{j \in D_i} x_j$. El desempeño de esta aproximación es buena mientras el

número de empates respecto al tamaño del grupo de riesgo sea pequeño (Rodríguez, 2005b).⁷

El modelo de Cox se puede extender para incorporar variables explicativas que cambian con el tiempo. En este caso el modelo de Cox se especifica de la siguiente manera (Hosmer y Lemeshow, 1999)

$$\lambda(t, x_i, \beta) = \lambda_0(t) \exp(x_i(t)' \beta) \quad ^8$$

Los AFTM, el otro enfoque dentro de los modelos de duración, asumen que las variables explicativas tienen un efecto multiplicativo sobre la duración (Rodríguez, 2007). Por lo que en éstos, la función de supervivencia se especifica de la siguiente manera (Cleves et al., 2004),

$$S(t, x) = S_0(\exp(x \beta + u) t)$$

donde X es una matriz de variables explicativas, β es el vector de parámetros a estimar y U es el término de error.

⁷ Efron (1977) propone otra estrategia de aproximación que es computacionalmente más intensiva y que tiene un mejor desempeño, pero que tiene problemas similares cuando el número de empates relativo al grupo de riesgo es elevado.

⁸ La función de verosimilitud parcial, en el caso que hay empates, es $L = \frac{\prod_{j \in D_i} \exp(x_j(t_i)' \beta)}{\sum_{P_i} \prod_{j \in P_i} \exp(x_j(t_i)' \beta)}$ (Hosmer y Lemeshow, 1999).

En función de los distintos supuestos que realizamos sobre la distribución de u se especifican distintos tipos de modelos AFT. Los AFTM más utilizados son: Exponencial, Weibull, Log-logístico y Log-normal⁹.

Los modelos de duración presentados hasta este momento asumen que las unidades de análisis solo difieren por las variables explicativas observadas. Sin embargo, ignorar la presencia de heterogeneidad no observada puede causar sesgos en la estimación de los efectos de las variables explicativas y de la dependencia de la duración (Kiefer, 1988; Dolton y van der Klaauw, 1995). Esta heterogeneidad no observada puede tener distintos niveles. Por una parte de acuerdo con el trabajo de Audrestch (1991) las funciones de supervivencia difieren a nivel de industria por componentes no observados. Esto sugiere la necesidad de controlar el efecto de estas características de las industrias no observadas que no cambian con el tiempo. El modelo de Cox se puede estimar incorporando estratificación en la función de riesgo básica. Esta estratificación permite capturar el efecto de las variables que no cambian en el estrato. De esta manera es posible controlar por efectos no observados a nivel del estrato, que son incorporados en la función de riesgo básica específica para cada estrato. La especificación del modelo es la siguiente (Lee y Wang, 2003),

$$\lambda(t, x_i, \beta) = \lambda_{s0}(t) \exp(x_i(t)' \beta) \quad ^{10}$$

Donde s denota el estrato. Es importante destacar que para se pueda estimar los coeficientes incorporando la información de un estrato específico es necesario que en el estrato ocurra el evento bajo análisis, al menos para alguno de sus componentes, porque

⁹ La estimación del modelo AFT log-normal para datos censurados por máxima verosimilitud es el modelo Tobit (Rodríguez, 2007).

¹⁰ En este caso, la función de verosimilitud parcial para cada estrato es similar a la fórmula en la nota al pie anterior, denotada ahora por L_{sp} , y la función de verosimilitud parcial es $L = \prod_{s=1}^S L_{sp}$ asumiendo que $s=1, 2, \dots, S$ indica los distintos estratos (Hosmer y Lemeshow, 1999).

de otra manera el estrato no contribuirá a la función de verosimilitud parcial (Rodríguez, 2005a).

Además los modelos teóricos actuales de Comercio Internacional resaltan la importancia de la heterogeneidad a nivel de firma para explicar los patrones actuales de comercio (Melitz, 2003; Bernard et al., 2004). La omisión de heterogeneidad no observada genera una sobre-estimación de la dependencia negativa de la duración (Kiefer, 1988; van den Berg, 2001). Esto se debe a que las unidades de análisis con un elevado (pequeño) componente de heterogeneidad no observada tienen mayores probabilidades de que el evento les ocurra antes, de manera que las unidades de análisis que sobreviven tienen un componente pequeño (elevado) de heterogeneidad no observada, bajo el supuesto de que la heterogeneidad no observada afecta positivamente (negativamente) a la función de riesgo (Nicoletti y Rondinelli, 2006) Este efecto recibe el nombre de “efecto de ordenamiento”¹¹.

En los PHM ignorar la heterogeneidad no observada genera una subestimación del efecto proporcional de las variables explicativas (van de Berg, 2001). Este sesgo surge por el mismo efecto de ordenamiento antes mencionado.

El enfoque más utilizado para corregir estos sesgos por heterogeneidad no observada es incorporar un efecto aleatorio multiplicativo en la función de riesgo (Hosmer y Lemeshow, 1999; Rodríguez, 2005d). En este caso la función de riesgo para el modelo de Cox se especifica de la siguiente manera (Rodríguez, 2005d)

$$\lambda_i(t_i, x_i(t)) = \alpha_i \lambda_0(t) \exp(x_i(t)' \beta)$$

donde α_i es un efecto aleatorio individual con una distribución $g(\cdot)$.

¹¹ El nombre de este efecto en inglés es “weeding out effect” o “sorting effect”.

La incorporación del efecto aleatorio específico implica que el efecto de las variables explicativas observadas tienen que ser interpretado como condicional en el efecto aleatorio.

La estimación de estos modelos mixtos requiere asumir una distribución paramétrica para este componente aleatorio o utilizar un método no paramétrico de estimación de máxima verosimilitud (Nicoletti y Rondinelli, 2006). La distribución más empleada para este componente es la distribución gamma¹², dado que permite evitar la necesidad de recurrir a técnicas de integración numérica para estimar el modelo (Meyer, 1990). Otra distribución con esta última propiedad es la distribución gaussiana inversa (Rodríguez, 2005d).

Las estimaciones de los efectos de las variables explicativas son sensibles a la distribución asumida para la heterogeneidad no observada para los modelos que imponen una distribución específica para la función de riesgo básica (Heckman y Singer, 1984, Abbring y van der Berg, 2006), lo cual sugiere seguir una estrategia no-paramétrica para este componente.

Trussel y Richards (1985), sin embargo, muestran que las estimaciones son más sensibles a la especificación de la función de riesgo básica. Meyer (1990) afirma que en el caso que la función básica de riesgo es estimada no paramétricamente la elección de la distribución del componente aleatorio no es importante. Además, Abbring y van der Berg (2006) demuestran que la distribución del efecto aleatorio converge a la distribución gamma para los PHM con heterogeneidad no observada. Por lo cual para la

¹² La función de distribución gamma $(1/\theta, \theta)$ es $g(\alpha) = \frac{\alpha^{1/\theta-1} \exp(-\alpha/\theta)}{\Gamma(1/\theta)\theta^{1/\theta}}$ (Gutierrez, 2004)

estimación del modelo de Cox con heterogeneidad no observada se asumirá que el efecto aleatorio se distribuye gamma¹³.

Por último Prentice y Gloeckler (1978) muestran que el modelo de Cox no es adecuado para datos donde la cantidad de eventos que ocurren en el mismo momento es elevada, relativo al número de observaciones totales, o cuando los datos están agrupados en intervalos. Estos autores sugieren emplear un modelo de tiempo discreto de riesgo proporcional donde la función de riesgo se puede expresar de la siguiente manera (Jenkins, 2005),

$$\lambda_i(t_i, x_i(t)) = 1 - \exp\left[-\exp(x_i(t)' \beta) + D(t)\right]$$

donde $D(t)$ es una función que describe la dependencia de la duración. Esta función puede ser estimada no paramétricamente asumiendo que el riesgo es constante para todo el intervalo¹⁴.

Este modelo puede ser modificado para incorporar un efecto aleatorio con distribución gamma. En este caso la función de riesgo se expresa de la siguiente forma (Jenkins, 2005)

$$\lambda_i(t_i, x_i(t)) = 1 - \exp\left[-\exp(x_i(t)' \beta) + D(t) + \log(\alpha_i)\right]^{15}$$

¹³ La estimación del modelo de Cox con heterogeneidad no observada con distribución gamma se realiza a través de maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud parcial penalizada

$PL = L(\beta, \alpha) - g(\alpha, \theta)$ donde $L(\beta, \alpha)$ es el logaritmo de la función de verosimilitud parcial del modelo de Cox incorporando α como una variable explicativa y $g(\alpha, \theta) = -1/\theta \sum_{j=1}^k [\alpha_j - \exp(\alpha_j)]$ (Therneau et al., 2000).

¹⁴ En este caso la función de verosimilitud es para una muestra de N observaciones es

$$L = \prod_{i=1}^N \left[\left[1 - \exp\left[-\exp(D(k) + x_i(k)' \beta)\right]^{\delta_i} \right] * \prod_{t=1}^{k_i-1} \left[\exp\left[\exp(D(t) + x_i(t)' \beta)\right] \right] \right]$$
 donde $\delta_i = 1$ si $t_i \leq c_i$ siendo c_i el momento en que ocurre la censura, y $k_i = \min(\text{int}(t_i, c_i))$ (Meyer, 1990).

Imponer la distribución gamma al efecto aleatorio no implica una restricción importante dado que al estimar la función de riesgo básica no paramétricamente el efecto de la distribución asumida para este efecto no es importante (Meyer, 1990), como lo mencionamos anteriormente, y que en el caso de PHM de tiempo discreto el error de especificación del efecto aleatorio no genera un sesgo en los coeficientes estimados (Nicoletti y Rondinelli, 2006).

A modo de resumen, en este trabajo se estima un modelo de riesgo proporcional de Cox donde se introducen las distintas variables explicativas y efectos fijos por año y sector como especificación básica. Adicionalmente se estiman modelos paramétricos de riesgo proporcional Weibull¹⁶ y AFT Log-normal¹⁷ a modo de control en este último caso sobre el supuesto del efecto de las variables explicativas. Por último se estima el modelo de riesgo proporcional de tiempo discreto propuesto por Prentice y Gloeckler (1978), para controlar por el hecho que los datos esten agrupados en intervalos anuales. En todos los casos se estima, además, los modelos asumiendo la existencia de un efecto aleatorio no observado que se asume con distribución gamma.

Datos y Análisis Descriptivo

La base de datos disponible para el período 2000-2006 registra las exportaciones de cada empresa, para todos los productos a 10 dígitos realizados a cada mercado en

¹⁵ El logaritmo de la función de verosimilitud para este modelo asumiendo que la distribución del efecto aleatorio es gamma con media 1 y varianza θ es

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \left\{ \left[1 + \theta^2 \sum_{t=0}^{k_i-1} \exp\{D(t) + x_i(t)' \beta\} \right]^{-\theta^2} - \delta_i \left[1 + \theta^2 \sum_{t=0}^{k_i} \exp\{D(t) + x_i(t)' \beta\} \right]^{-\theta^2} \right\} \quad (\text{Meyer, 1990}).$$

¹⁶ El modelo Weibull asume la siguiente función de riesgo $\lambda_i = pt^{p-1} \exp(x_i' \beta)$ (Cleves et al., 2004)

¹⁷ El modelo AFT Lognormal asume que la duración se puede expresar de la siguiente manera:

$$\ln(t_i) = x_i' \beta + u_i \quad \text{donde} \quad u \sim N(0, \sigma) \quad (\text{Cleves et al., 2004})$$

base anual. Las empresas están identificadas por su número tributario, de manera que es posible el seguimiento unívoco de las mismas. La información disponible respecto a la transacción incluye además el valor de la misma.

Dada las distintas dimensiones disponibles, firma-producto-mercado, es posible construir diferentes conjuntos de datos para analizar la supervivencia en los mercados de exportación.

A nivel de firma es posible analizar la supervivencia de las mismas en los mercados de exportación, sin consideración de el/los producto/s o mercado/s a los que exporta la firma. Esta base de datos consta de 70.000 registros correspondientes 30.000 firmas aproximadamente.

La base de datos a nivel de firma-producto-mercado contiene 630.000 observaciones correspondientes a 30.000 firmas, 6.530 productos y 230 destinos. En este caso es posible analizar la supervivencia del flujo de comercio específico.

La información disponible permite recoger las siguientes tipos de observaciones: casos censurados a la derecha, casos censurados a la izquierda, casos con entradas y salidas recurrentes y casos donde la información está completa. En este trabajo la información de 7.608 firmas están censuradas a la izquierda de un total de 31.622 firmas exportadoras. En el caso de los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado, los casos censurados a la izquierda son 63.224 sobre un total de 361.680. Asimismo las firmas (flujos comerciales firma-producto-mercado) cuya información está censurada a la derecha son 11.399 (107.974).

Las entradas y salidas recurrentes se dan cuando una misma firma, durante el periodo bajo análisis, inicia, deja y reinicia la actividad de exportación. Las firmas que experimenta este proceso de salir y entrar nuevamente son 2.662. En este caso es

importante considerar la interdependencia entre los distintos episodios, por lo que en este trabajo se corrigen los errores estándar por clusters a nivel de firma. Por último los casos donde la información está completa son aquellos donde la firma inicia la actividad de exportación después del primer año del período bajo análisis y deja de exportar antes del último año del mismo.

La tabla siguiente presenta la evolución de las exportaciones de Colombia para el período 2000-2006¹⁸. Se puede observar que el crecimiento de la actividad exportadora en el periodo es notable, especialmente a partir del año 2004. El volumen exportado aumentó un 84%, el número de mercados de exportación se expandió un 20% y el número de productos un 15%. Por último el número de firmas que realizaron exportaciones en el año creció un 50% aproximadamente. En términos comparativos con Perú, el número de productos exportados en el caso de Colombia es sensiblemente mayor mientras que la diferencia en el número de mercados es prácticamente nula. Se observa también una importante diferencia en el número de firmas exportadoras, ya que las firmas que las firmas exportadoras de Perú son 6.027 (Volpe Martincus y Carballo, 2007a)

¹⁸ A modo de control respecto a la información disponible, se comparó el volumen exportado anualmente que se obtiene de los datos con la serie estadística presentada por el Banco Central de Colombia. En todos los años la diferencia entre ambas series no supera el 1%.

Tabla 1: Evolución del Desempeño Exportador

Año	Exportaciones (US\$ Millones)	N° Mercados	N° Productos	N° de Firmas	N° de Transacciones
2000	13.200	163	4.081	7.608	63.224
2001	12.300	166	4.244	8.791	76.163
2002	11.900	187	4.368	9.015	79.849
2003	13.100	182	4.516	9.881	88.779
2004	16.700	192	4.639	11.189	106.106
2005	21.200	185	4.688	11.695	110.539
2006	24.400	197	4.679	11.399	107.974

Fuente: Cálculos propios en base a datos de PROEXPORT.

La figura 1 (Anexo) presenta la distribución de firmas a través del número de mercados y el número de productos a los cuales exporta. Se puede observar que la mayor cantidad de firmas exportan un producto a un mercado, tanto en el 2000 y 2006. Este patrón es similar al que presenta Perú (Volpe Martincus y Carballo, 2007a), pero difiere marcadamente del patrón encontrado por Eaton et al. (2004) para Francia y por Lawless (2007) para Irlanda. Además se observa que las firmas concentran su expansión, en su mayoría, en una de las dos dimensiones: mercados o productos, como lo indica la acumulación de puntos sobre los ejes.

En la figura 2 (Anexo) se puede observar la participación de los distintos mercados de exportación a nivel de firma-producto-mercado para el año 2006. Estados Unidos, Venezuela, Ecuador, Panamá y Costa Rica son los 5 principales mercados y representan el 50% de combinaciones firma-producto-mercado, que en magnitud absoluta son 45.000 observaciones para este año.

La distribución de las observaciones firma-producto-mercado según sector de exportación, definido a dos dígitos, para el año 2006 se presentan en la figura 3 (Anexo). Los cinco principales sectores de exportaciones son: 61 (Prendas y complementos de vestir, de punto), 62 (Prendas y complementos de vestir, excepto los

de punto), 39 (Materias plásticas y manufacturas de estas materias), 06 (Plantas vivas y productos de floricultura) y 84 (Reactores nucleares, calderas, maquinas, aparatos y artefactos mecánicos). Estos sectores representan 42.000 observaciones.¹⁹

La evolución de la firma exportadora promedio se puede observar en la tabla 2. En el 2000 la firma promedio exportaba 4,5 productos a 2,7 mercados por un valor anual de 1,7 millones de USS. Esta firma exportaba mayoritariamente bienes diferenciados²⁰. Esta firma promedio en el 2006 exportó 5,0 productos a 2,7 productos por un valor de 2,1 millones de USS. La firma exportadora promedio de Perú exporta una mayor cantidad de productos,, 8,15 para el año 2005, y a la misma cantidad de mercados que la firma exportadora promedio de Colombia (Volpe Martincus y Carballo, 2007a). Asimismo estos valores correspondientes para la firma exportado promedio colombiana son menor a los correspondientes a la firma exportadora promedio de Estados Unidos (Bernard et al., 2005).

¹⁹ El análisis de la distribución a través de mercados y a través de sectores de las observaciones firma-mercado-producto se realizó también para el año 2000, mostrando los mismos resultados cualitativamente.

²⁰ La clasificación de los bienes en diferenciados, referenciados y homogéneos se realizó en base a la clasificación desarrollada por Rauch (1999) para la clasificación SITC Revisión 2. La distribución entre las categoría de la clasificación de Rauch(1999) es: 58.4% bienes diferenciados, 29.4% bienes referenciados y 12.2% de bienes homogéneos para la clasificación conservadora. En este trabajo los resultados presentados en los casos en que se utiliza esta clasificación de Rauch (1999) corresponde a la subclasificación conservadora. Sin embargo, todos los análisis se repitieron utilizando la subclasificación liberal sin que este modifique cualitativamente los distintos resultados.

Tabla 2: Firma Exportadora Promedio

Año	Exportac. (US\$)	Nº Merc.	Nº Prod.	Prop. Bienes Dif.	Prop. Bienes Hom.	Prop. Bienes Ref.
2000	1,729,548	2,757	4,505	0,836	0,132	0,032
2001	1,402,559	2,670	4,771	0,828	0,129	0,044
2002	1,324,335	2,693	4,854	0,851	0,123	0,026
2003	1,328,554	2,662	5,071	0,855	0,116	0,029
2004	1,495,186	2,646	5,267	0,859	0,115	0,026
2005	1,811,921	2,662	5,081	0,853	0,113	0,034
2006	2,139,712	2,728	5,045	0,852	0,112	0,036

Fuente: Cálculos propios en base a datos de PROEXPORT.

La tabla 3 presenta la evolución del flujo comercial promedio a nivel de firma-producto-mercado para período bajo consideración. Se puede observar que el valor de exportación fluctúa notablemente, aunque presentan un crecimiento entre las puntas del período y que la distribución entre tipo de bienes permanece estable.

Tabla 3: Flujo Comercial Promedio a nivel de firma-producto mercado

Año	Exportac. (US\$)	Propor. Bienes Diferenc.	Propor. Bienes Homog.	Propor. Bienes Referenc.
2000	208,123.5	0.863	0.118	0.019
2001	161,888.3	0.868	0.113	0.019
2002	149,518.2	0.876	0.108	0.016
2003	147,866.6	0.872	0.109	0.019
2004	157,669.1	0.883	0.101	0.016
2005	191,700.9	0.876	0.103	0.022
2006	225,893.1	0.872	0.107	0.022

Fuente: Cálculos propios en base a datos de PROEXPORT.

La información presentada en los párrafos precedentes pretende describir, en términos generales, el contexto en el cual se realiza el análisis de supervivencia de las firmas y de los flujos de comercio. Las exportaciones colombianas durante el período 2000-2006 tuvieron un importante crecimiento tanto en el volumen total como en el número de productos exportados, la cantidad de mercados de exportación y el número

de firmas que exportaron durante un año. La mayoría de las firmas exporta un producto a un mercado y, en general, las firmas deciden expandir sus actividades de exportación en una de las dimensiones: productos o mercados.

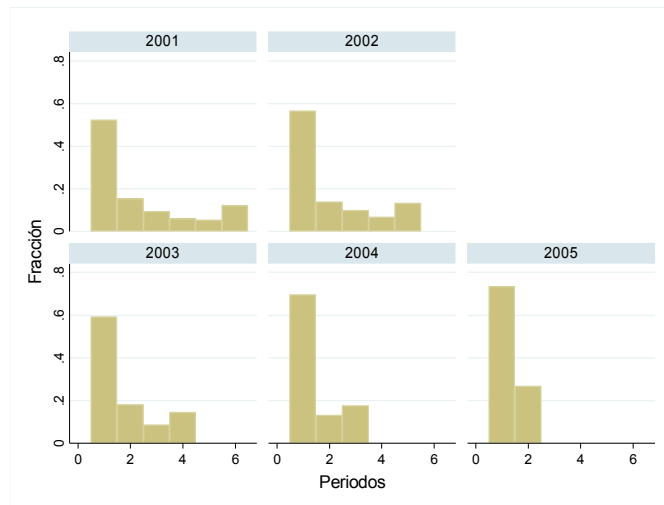
La firma exportadora promedio aumentó el número de productos exportados hasta 5, mantuvo el número promedio de mercados, 2,7, y expandió un 23%, a 2,13 mill. de USS, el valor anual exportado.

Para motivar el análisis de supervivencia notamos que la supervivencia mediana de las firmas colombianas es 1 año y que la supervivencia media trepa hasta 2,2 años. Estos resultados se confirman con la siguiente figura, donde se puede observar los histogramas de la cantidad de años, medidos en el eje de las abscisas, que las firmas permanecen en los mercados de exportación por cohorte de inicio de la actividad de exportación.²¹ El porcentaje de firmas que solo exportan el año de inicio es superior al 50% para todas las cohortes. La otra característica que muestra la figura es que el porcentaje de firmas que dejan de exportar en cada año es significativo aunque se va reduciendo a medida que aumentan la cantidad de períodos que la firma lleva exportando²².

²¹ En este análisis no se presenta la información para el año 2000 ya que no se puede distinguir el número de presencia que acumula cada unidad de análisis por el problema de censura a la izquierda antes mencionado.

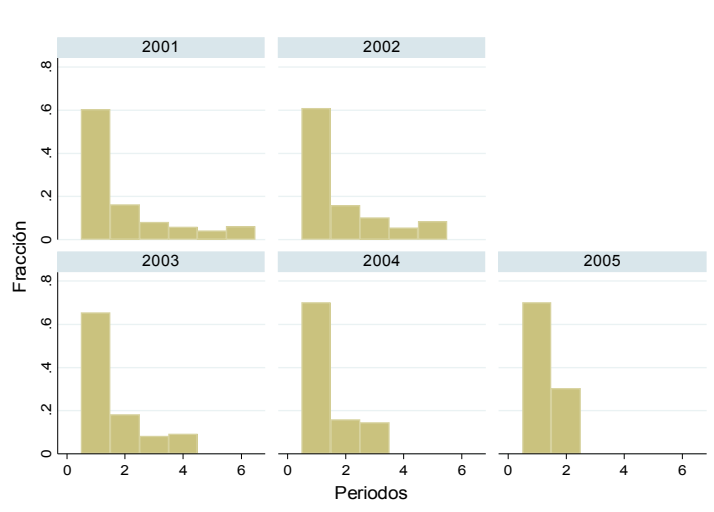
²² La última categoría de los histogramas de cada cohorte mide el porcentaje de firmas que permanecen exportando al finalizar el año 2006.

Figura 4: Distribución de Cantidad de Años en los Mercados de Exportación por Cohorte a nivel de Firma



En el caso de los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado la duración mediana es 1 año y la duración media 1,74 años. La figura 5 presenta la misma distribución que la figura anterior pero a nivel de firma-mercado-producto. Las sugerencias que se obtienen de esta figura son similares al caso anterior, aunque la cantidad de flujos firma-mercado-producto que no sobreviven al primer año nunca es inferior al 60%.

Figura 5: Distribución de Cantidad de Años en los Mercados de Exportación por Cohorte a nivel de Firma-Mercado-Producto



Las figuras 4 y 5 muestran que para Colombia, la mayoría de las relaciones de exportación agregadas a nivel de firma o a nivel de firma-mercado-producto son de corta duración. A continuación se presentarán estimaciones no paramétricas de la función de supervivencia como un análisis exploratorio no condicional.

El estimador de Kaplan-Meier muestra que la probabilidad que una firma sobreviva al año inicial de exportación es de 49%, ver figura 6. Esta probabilidad se reduce a 35% cuando se refiere a las firmas que sobreviven a los dos primeros años, y finalmente la probabilidad de supervivencia después de 7 períodos es de 20,5%. Esta alta probabilidad de que una firma exporte un solo año se puede explicar si para una porción de firmas los costos hundidos de exportar no pueden ser tan elevados (Eaton et al., 2007). Alternativamente, esta característica se puede explicar si existe una correlación entre los costos hundidos que la firma decide pagar para entrar en el mercado de exportación y la productividad de la firma (Dunne et al., 2003). De esta forma las firmas menos productivas eligen pagar menos costos hundidos para entrar en el mercado de exportación, y de esta forma salen más rápidamente también tanto porque la inversión realizada es menor como porque su productividad es más baja.

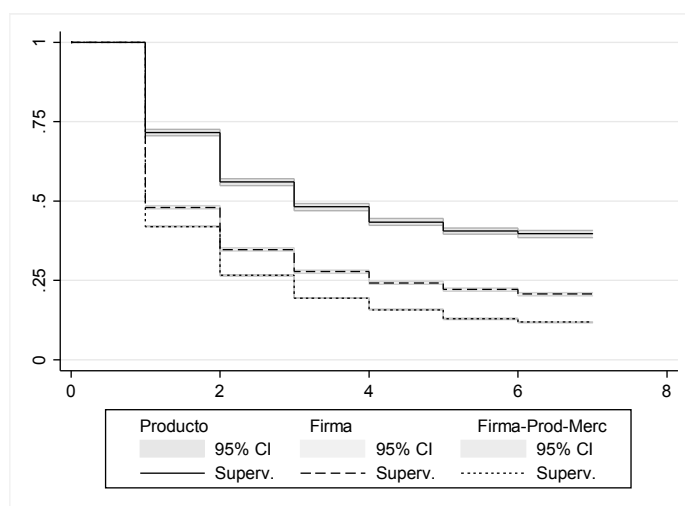
La función de supervivencia estimada muestra la presencia de dependencia negativa de la duración, ya que a medida que las firmas sobreviven más períodos menor es la reducción en la probabilidad de supervivencia. Este resultado coincide con los modelos de dinámica de industria de Jovanovic (1982), Hopenhayn (1992) y Ericson y Pakes (1995). En estos modelos las firmas conocen la distribución de las productividades pero no conocen con exactitud su productividad, y van adquiriendo información sobre su productividad a través de la producción. Las firmas que descubren que su productividad es menor que la necesaria para un nivel de beneficios nulos se

retiran del mercado. Por lo que las firmas que permanecen varios periodos exportando es porque conocen que su productividad se ubica por encima del valor requerido para un nivel de beneficios nulos.

En el caso de los flujos firma-producto-mercado la probabilidad de supervivencia al primer año es 42%, a los dos primeros años es 26% y finalmente la probabilidad sobrevivir 7 periodos es 12,8%. Estas probabilidades son sensiblemente menores a las obtenidas a nivel de firma. Estas diferencias implican que algunas firmas deciden terminar un flujo comercial específico sin que esto signifique retirarse de la actividad de exportación.

A modo de comparación, se agrega la estimación de la función de supervivencia calculada a nivel de producto. Se puede observar que el análisis a nivel de producto implica una subestimación de la dinámica de salida del proceso, ya que la función de supervivencia a nivel de producto se ubica por arriba de las curvas de supervivencia de las firmas y los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado.

Figura 6: Estimación de la Función de Supervivencia. Estimador de Kaplan-Meier



La función de supervivencia estimada por quintil de volumen de exportación, tanto para los flujos de comercio agregados a nivel de firma como para los flujos de

comercio específicos firma-producto-mercado, muestra la relación directa entre volumen exportado y supervivencia, ver figura 7 (Anexo). En términos relativos, el efecto del volumen del flujo comercial es más importante para los flujos a nivel de firma, que para los flujos a nivel de firma-producto-mercado. Después de 7 años el 70% de las firmas pertenecientes al primer quintil sobreviven, en comparación con el 5% de las firmas del primer quintil. En cambio, para los flujos firma-producto-mercado estas probabilidades son el 33% y 5%, respectivamente. Los test estadísticos presentados en la tabla 4 (Anexo), para el caso de firmas, y 5 (Anexo), para el caso de flujos firma-producto-mercado, confirman que estas diferencias en las funciones de supervivencia son significativas al 1%.

La figura 8 (Anexo) muestra el impacto del número de mercados y productos que la firma exporta sobre su supervivencia. Se observa que a medida que aumenta el número de mercados o productos la supervivencia de la firma aumenta, y que este efecto es más marcado para el número de mercados. Por ejemplo, la probabilidad de que una firma que exporta un único producto sobreviva al primer año de exportación es 30%, mientras que para una firma que exporta 3 productos esta probabilidad aumenta hasta 55%. En el caso del número mercado una firma que exporta a un solo mercado tiene una probabilidad de sobrevivir al año inicial de 32% y una firma que exporta a tres mercados su probabilidad de supervivencia al primer año es de 80%. Estas diferencias en las funciones de supervivencia indican que las firmas que se diversifican tienen un menor riesgo de dejar de exportar. Esta reducción en el riesgo es más marcada en el caso de diversificación en términos de mercados, lo que puede estar reflejando el hecho que los shocks están menos correlacionados en términos de mercados o que los costos hundidos para entrar en un mercado son mayores que los costos hundidos de exportar

un nuevo producto, por lo que las firmas que exportan a distintos mercados son más productivas que las firmas que exportan distintos productos. En este caso también, los test estadísticos presentados en la tabla 4 muestran que estas diferencias son significativas al 1%.

En el caso de los flujos comerciales firma-producto-mercado el efecto del número de productos o de mercados a los que la firma exporta es especificado a través de dos variables binarias que asumen valor uno si la firma es multiproducto, por una parte, o multimercado, por otra. Para este nivel de desagregación estas variables binarias son una medida de la productividad de la firma, ya que el argumento de la diversificación no es aplicable para el análisis de la supervivencia de los flujos específicos. Las funciones de supervivencia estimadas, ver figura 9 (Anexo), muestran que los flujos comerciales firma-producto-mercado de las firmas multiproducto tienen una mayor supervivencia que los flujos de las firmas uniproducto, y al igual que el caso anterior el efecto de ser multimercado es mayor aún. Nuevamente estas diferencias en los funciones de supervivencia estimadas son significativas de acuerdo con los test realizados, ver tabla 5.

El nivel de desagregación de los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado permite analizar las diferencias en las funciones de supervivencia para los distintos sectores a la que pertenece la firma y para los diferentes tipo de bienes. En el primer caso los sectores se definieron a través del primer dígito de la clasificación armonizada. Si bien la representación gráfica (no presentada) de las funciones de supervivencia estimadas, muestra que hay diferencia entre los distintos sectores, por ejemplo la probabilidad de que un flujo del sector 0 sobreviva al primer año es cercana al 50% mientras que si el flujo pertenece al sector 5 esta probabilidad se

reduce hasta el 35%, no es posible identificar patrones. Los test estadísticos, ver tabla 5, indican que las diferencias de las funciones de supervivencia, en términos globales, entre los distintos sectores son significativas al 1%.

Un resultado similar al anterior se obtiene si clasificamos los flujos comerciales según el producto en bienes homogéneos, diferenciados y referenciados. El gráfico de las funciones (no presentado) de supervivencia estimadas no muestra un patrón, pero los test estadísticos indican que en términos globales las funciones de supervivencia son diferentes de manera significativa.

En esta sección se presentó el resultado de análisis de supervivencia no condicional para la duración de los flujos comerciales y de la actividad de exportación de las firmas. En la siguiente sección se presenta los resultados de las estimaciones de los modelos de duración.

Resultados Econométricos

Las tablas 6 a 8 y 10 a 12 (Anexo) presentan los resultados de las estimaciones de los modelos de duración para las distintas variables explicativas a nivel de firma y a nivel de flujo de comercio firma-producto-mercado en forma de tasas de riesgo. Por lo tanto las variables con tasa de riesgo mayor que uno aumentan el riesgo de que la firma o flujo de comercio específico termine en el caso de los modelos PH. En cambio en los modelos AFT la interpretación de los resultados es la opuesta, una variable cuya tasa de riesgo estimada es mayor que uno implica que ésta aumenta la supervivencia de la firma o del flujo de comercio. En esta sección se presentan primeramente los resultados de las estimaciones a nivel de firma y luego los resultados a nivel de firma-producto-mercado. La discusión de los resultados se basa en el modelo de Cox, dado que este es la

especificación básica del trabajo, y por lo que cualquier referencia que no especifique el modelo utilizado se refiere a éste.

Resultados a nivel de Firma

El número de productos exportados y el número de mercados de exportación de la firma tienen un efecto inverso y significativo sobre el riesgo de que la firma se retire de la exportación. Aumentar un mercado de exportación genera una reducción del riesgo del 35,8% en el modelo de Cox, y aumentar un producto de la canasta de exportación genera una reducción del riesgo de 1,4% para el mismo modelo. Esto indica que la diversificación en términos de mercados es más efectiva que la diversificación en términos de productos²³. Adicionalmente, esta diferencia entre los efectos se puede deber a que los costos hundidos de agregar nuevos destinos de exportación es significativamente mayor que los costos hundidos de agregar un nuevo producto, por lo que un aumento en el número de mercados indica una mayor productividad que un aumento en el número de productos. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Bosco Sabuhoro et al (2006), para Canadá, y por Volpe Martincus y Carballo (2007b), para Perú, aunque en el caso de las firmas colombianas el efecto es menor que para las firmas canadienses mientras que la magnitud de los efectos es muy similar entre las firmas colombianas y peruanas. Bosco Sabuhoro et al. (2006) obtienen una reducción del riesgo del 46% (12%) para el caso de un aumento del número de mercados (productos) para las firmas canadienses.

El volumen exportado tiene el efecto esperado, ya que un aumento del mismo genera una reducción del riesgo que la firma deje de exportar. La variación de la

²³ Los test de Wald que evalúan la hipótesis de igualdad de los coeficientes correspondientes al número de productos y de mercados para la estimación básica rechazan la hipótesis nula al 1%, siendo los valores del estadístico chi-cuadrado con un grado de libertad 665,95; 841,57; 196,75 y 1204,06 para los modelos de Cox, Weibull, lognormal y Prentice y Gloeckler (1978) respectivamente.

reducción del riesgo para los distintos MPH de un cambio en el volumen exportado se ubica en el 13%. Nuevamente este resultado coincide con el trabajo de Bosco Sabuhoro et al (2006)²⁴, para Canadá, y con los resultados de Volpe Martincus y Carballo (2007b), para Perú.

El grado de diferenciación de los bienes que exporta la firma impacta de manera significativa sobre las posibilidades que las firmas sobrevivan en los mercados de exportación, ya que un aumento en la participación de los bienes diferenciados (referenciados) genera una reducción de 19,3% (16,3%) en el riesgo de la firma. Estos resultados, los primeros a nivel de firma, coinciden en el sentido de los mismo con los análisis a nivel de producto de Besedes y Prusa (2006b) y Nitsch (2007).

Los resultados correspondientes a las distintas especificaciones MPH y así como los resultados de la especificación AFT son cualitativamente iguales, en términos de sentidos y significatividad de los coeficientes, aunque hay diferencias en las magnitudes de los efectos.

El ejercicio de robustez para controlar el efecto de las observaciones censuradas a la izquierda estimando los mismos modelos para las observaciones que empiezan a exportar después de que se encuentra disponible la información (nuevos exportadores), ver tabla 7 (Anexo), muestra que el sentido y la significatividad de los efectos se mantiene para las cuatro especificaciones, y que la magnitud difiere ligeramente. El efecto de la diversificación es más importante para las firmas nuevas, mientras que el efecto del volumen exportado es menor. El efecto de la participación de los distintos tipos de bienes no tiene un patrón de cambio claro.

²⁴ Es importante destacar, sin embargo, que estrategia de especificación difiere entre el presente trabajo y el trabajo de Bosco Sabuhoro et al. (2006), ya que este último analiza el efecto del volumen exportado relativo a la media correspondientes a las firmas en el mismo período de tiempo

El control de las estimaciones incorporando un efecto aleatorio no observado multiplicativo a nivel de firma con distribución gamma confirma la significatividad y el sentidos de los efectos a nivel de firma, ver tabla 8 (Anexo), a pesar de que los test estadísticos que evalúan la significatividad de este efecto aleatoria no observado indican su significatividad²⁵. Asimismo se observa que la magnitud de los coeficientes cambian de manera más pronunciada para los modelos paramétricos. En el caso de los modelos , donde la función de riesgo básica se especifica no paramétricamente, se observa que el efecto de las variables es mayor salvo para el efecto de la participación de los tipos de bienes para el modelo de Cox.²⁶

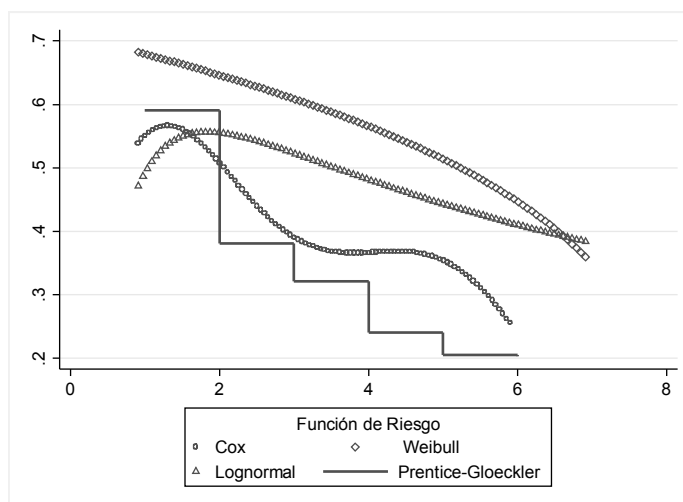
La tabla 9 (Anexo) presenta los resultados de las estimaciones de los parámetros auxiliares utilizados para la especificación de la función de riesgo para el caso de los modelos PH, y de la función de supervivencia, según el tipo de modelo que corresponda. La tabla muestra la dependencia negativa de la duración, al igual que la estimación de la función de supervivencia a través del estimador Kaplan-Meier, ya que el parámetro p de la distribución Weibull es menor que 1, de manera que la función de riesgo es decreciente en el tiempo. Además en el caso del modelo de Prentice y Gloeckler (1978), las variables binarias que modelan la función de riesgo básica tienen coeficientes negativos, indicando una reducción del riesgo en términos relativos al período 1 que fue tomado como referencia, y esta reducción es creciente a medida que aumentan el período bajo consideración. Esta información se resume gráficamente en la siguiente figura donde se presenta las funciones de riesgo para las cuatro

²⁵ Los test de nulidad del efecto aleatorio se rechazan para las cuatro especificaciones al 1%, ver tabla 8.

²⁶ También se realizó un tercer ejercicio de robustez, controlando conjuntamente por el problema de las observaciones censuradas a la izquierda y por la heterogeneidad no observado, tanto para el análisis a nivel de firma como a nivel de firma-producto-mercado. Los resultados (están disponibles a solicitud al autor) obtenidos no cambian las conclusiones que se derivan de las estimaciones presentadas.

especificaciones de la tabla 6, ya que si bien el modelo de Cox no permite recuperar la función de riesgo básica en términos paramétricos si permite obtener una representación gráfica de la misma²⁷. Las variables explicativas han sido evaluadas en la mediana²⁸ y las condiciones macroeconómicas se fijaron en el año 2005 para la construcción de las funciones de riesgo.

Figura 9: Funciones de Riesgo Estimadas



Esta figura muestra la marcada reducción en el riesgo para la firma mediana, a medida que aumenta su experiencia en los mercados de exportación. Además indica que el riesgo que enfrenta la firma mediana en su primer año de exportación es elevado, prácticamente entre el 70% para el modelo Weibull y el 50% para el modelo lognormal, y entre el 55% y el 60% para las estimaciones no paramétricas.

²⁷ La función de riesgo básica en el modelo de Cox se puede obtener de la siguiente manera

$$\hat{h}_o(t) = b^{-1} \sum_{j=1}^D K\left(\frac{t-t_j}{b}\right) \hat{h}_{t_j}$$

donde b es el ancho de banda, K(.) es una función de kernel, D es conjunto de momentos en el tiempo en que ocurren eventos, y \hat{h}_{t_j} es la contribución a la función de riesgo básica. (Cleves et al., 2004)

²⁸ La mediana de las variables explicativas son N° de mercados= 1, N° de productos=2, Volumen de exportación = 10,04 y participación de los bienes diferenciados es 1 y 0 la participación del resto de tipos de bienes..

Para las firmas medianas que sobrevivieron 5 períodos el riesgo de retirarse de los mercados de exportación en el sexto período cae hasta cerca del 42% para las especificaciones paramétricas y hasta el 20%-25% para las especificaciones no paramétricas.

La presencia de dependencia negativa de la duración de las firmas en los mercados de exportación es consistente con los modelos de dinámica industrial de Jovanovic (1982), Hopenhayn (1992) y Erickson y Pakes (1995). En estos modelos las firmas conocen su productividad inicial después de pagar los costos hundidos y esta productividad evoluciona como consecuencia de shocks o del proceso de aprendizaje de la firma, de manera que las firmas que llevan mayor tiempo en el mercado particular tienen mayor conocimiento que su productividad es mayor o no que la necesaria para alcanzar el nivel de beneficio nulo. De esta manera el riesgo de que una firma se retire se va reduciendo a medida que la firma gana experiencia.

Resultados a nivel de Firma-producto-mercado

La tabla 10 presenta los resultados de la estimación a nivel de firma-producto-mercado. En este caso las dimensiones de mercado y producto permiten incorporar al análisis otras variables explicativas que no podían ser fácilmente consideradas en el caso de la duración de las firmas en el mercado de exportación.

Al igual que en el caso de la duración a nivel de firma, el hecho que la misma sea multimercado y/o multiproducto genera una reducción del riesgo de que el flujo de comercio desaparezca. Nuevamente esta reducción es mayor para el caso de mercados que de productos. Un flujo de comercio que pertenece a una firma multimercado (multiproducto) tiene un riesgo 25% (16%) menor que el mismo flujo para una firma que exporta a un único mercado (producto) en el modelo de Cox. Esta reducción del

riesgo de que un flujo comercial firma-producto-mercado termine cuando la firma es multiproducto y/o multimercado, sugiere que el efecto de la productividad capturado por estas variables es mayor que el efecto positivo sobre riesgo de que la firma tenga distintos productos/mercados sobre los cuales distribuir los costos hundidos de exportación y/o sobre los cuales decidir en términos de sus rentabilidades relativas.

El análisis a nivel de flujo comercial específico también confirma el efecto negativo del volumen exportado sobre el riesgo. En este caso las distintas especificaciones muestran que el efecto de reducción del riesgo se ubica entre 10% y 15%.

El grado de diferenciación del producto exportado, que en este casos se incorpora como una variable binaria para las distintas categorías, reduce el riesgo a medida que aumenta la misma. Esta reducción se ubica entre 29% y 25% para los bienes diferenciados y referenciados, respectivamente, tomando como referencia los bienes homogéneos. Además la diferencia entre los bienes diferenciados y los bienes referenciados es significativa al 1% de acuerdo con los test Wald²⁹. Sin embargo, si consideramos la interacción entre el grado de diferenciación y el grado de desarrollo³⁰ de la economía a la cual se destina el producto se observa que el grado de diferenciación opera de manera inversa, aumentando el riesgo. Este efecto se puede explicar como consecuencia de la mayor competencia que enfrentan las firmas colombianas en estos

²⁹ Los test de Wald que evalúan la hipótesis de igualdad de los coeficientes correspondientes a bienes diferenciados y a bienes referenciados para la estimación básica rechazan la hipótesis nula al 1%, siendo los valores del estadístico chi-cuadrado con un grado de libertad 12,07; 8,79; 11,79 y 127,36 para los modelos de Cox, Weibull, lognormal y Prentice y Gloeckler (1978) respectivamente.

³⁰ Las tablas 10 a 12 utilizan la definición de economía avanzada del Fondo Monetario Internacional en su informe World Economic Outlook 2007. La economías categorizadas como avanzadas por este informe son: Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Chipre, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hong Kong, Islandia, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Corea del Sur, Luxemburgo, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, Portugal, Singapur, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Taiwan, Gran Bretaña y Estados Unidos. Este resultado es robusto a cambiar la definición de países avanzados por los países miembros de la OCDE o por la definición de países de altos ingresos del Banco Mundial.

mercados desarrollados, de manera que la mayor facilidad con que se pueden encontrar otro importador aumenta la duración del flujo comercial, dadas las limitaciones de la información disponible.

La distancia al mercado de exportación y el tamaño de la economía medido por el producto bruto interno tienen los efectos esperados. A medida que aumenta la distancia aumenta el riesgo que el flujo comercial termine, y este aumento se ubica en el 8%, y es significativo al 1%. Por otra parte el efecto del tamaño de la economía es sensiblemente menor, ya que éste es igual al 1,1% para el modelo de Cox.

El efecto sobre el riesgo de los flujos comerciales de las distintas regiones definidas en comparación con los flujos destinados a la Comunidad Andina no sigue un patrón consistente a lo largo de las distintas especificaciones, salvo para las variables binarias de Mercosur y Estados Unidos que aumentan el riesgo en todas las especificaciones³¹.

Los resultados presentados correspondientes a nivel de firma-producto-mercado están controlados por condiciones macroeconómicas y por diferencias sectoriales, a través de la inclusión de efectos fijos (aunque los resultados de las estimaciones de los efectos fijos no se incluyen en las tablas). Además las distintas especificaciones, tanto PH como AFT, muestran resultados similares en términos de significatividad y sentido.

El ejercicio de robustez para controlar el efecto de la censura a la izquierda muestra que las variables tienen el mismo sentido y significatividad, que en la estimación básica. Sin embargo se observa en términos de magnitud de los coeficientes que el efecto de las variables se reduce para todas las especificaciones, salvo para las

³¹En el caso de las variables binarias Unión Europea y Otros el efecto cuando es significativo aumenta el riesgo, pero en una especificación al menos el efecto no es significativo. Por último la variable binaria Centro América tiene un efecto significativo que aumenta el riesgo en las especificaciones paramétricas, mientras que en el modelo de Cox el efecto no es significativo y en el modelo de Prentice – Gloeckler reduce el riesgo de manera significativa.

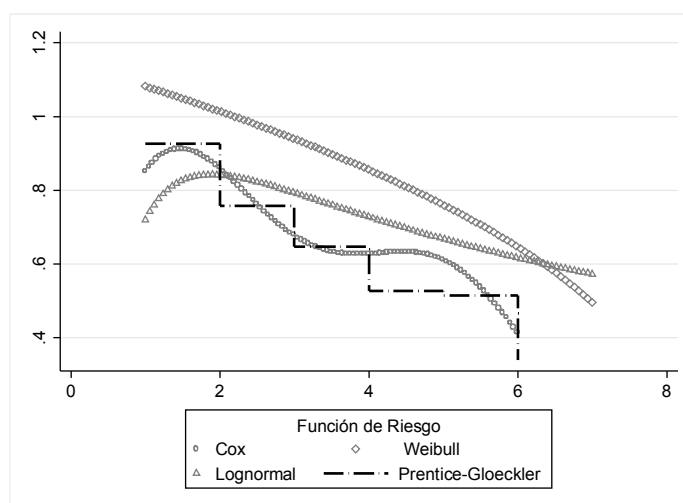
variables binarias correspondientes a las regiones que no tienen un patrón de cambios claro.

La incorporación de un efecto aleatorio no observado a nivel de firma, de acuerdo con lo sugerido por los modelos de firmas heterogéneas, al igual que en el caso del análisis a nivel de firma, indica que este efecto es significativo para las cuatro especificaciones pero no modifica el sentido ni la significatividad de la mayoría de los coeficientes.

La tabla 13 presenta la estimación de los parámetros auxiliares para cada uno de las especificaciones planteadas en este trabajo y para los dos ejercicios de robustez realizados. Al igual que en el análisis a nivel de firma estos parámetros muestran que el riesgo es decreciente a medida que el tiempo aumenta. En particular la especificación de Prentice-Gloeckler permite observar que los parámetros correspondiente a los distintos períodos son todos negativos y crecientes en valor absoluto. De esta manera los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado muestran una dependencia negativa de la duración. A partir de estos parámetros es posible hacer una representación gráfica de la función de riesgo para distintos valores de las variables explicativas. En la figura siguiente se puede observar las funciones de riesgo de cada una de las especificaciones para el flujo comercial firma-producto-mercado mediano³² que pertenece al sector 6 donde las condiciones macroeconómicas se fijaron en el año 2005.

³² El flujo comercial mediano corresponde a una firma multimercado y multiproducto que destina su producto diferenciado a un mercado con el logaritmo del producto bruto interno igual a 4,9288 y el logaritmo de la distancia es 7,5056.

Figura 10: Funciones de Riesgo Estimadas



Esta figura muestra la relación negativa entre el riesgo y el tiempo, y que los modelos generan una función de riesgo relativamente similar salvo para la especificación Weibull que genera un riesgo mayor 1 para el período inicial. Esta similitud es más marcada para las funciones de riesgos de los modelos no paramétricos. Se observa también que la caída en el riesgo es muy marcada como lo sugirió el análisis de las funciones de supervivencia en la sección anterior, salvo para la especificación AFT. Por ejemplo, para el modelo de Prentice-Gloeckler el riesgo pasa de 0,92 en el período inicial hasta 0,33 en el período 6.

En términos comparativos las funciones de riesgo medianas de los flujos comerciales firma-producto-mercado se ubican por encima de estas funciones calculadas a nivel de firma, al igual que los resultados obtenidos a través de las estimaciones no condicionales de la funciones de supervivencia. Estas diferencias en el riesgo sugiere que se presentan casos donde un flujo comercial específico se termina sin que esto implique que la firma deje de exportar, confirmando la importancia de contar con información a nivel transaccional.

A modo de resumen, el número de productos y mercados a los que la firma exporta reducen el riesgo que el flujo comercial, tanto a nivel de firma como a nivel de firma-producto-mercado, termine; siendo el efecto del número de mercados el más importante. Además el tipo de producto exportado y su interacción con el tipo de mercado afecta el riesgo de finalización del flujo comercial. Se obtienen, también, claras evidencias de la dependencia negativa de la duración para ambos niveles de análisis.

Conclusiones

Un creciente conjunto de trabajos empíricos de la literatura de Comercio Internacional muestra que las relaciones comerciales son de corta duración a nivel de producto. Sin embargo no existen dentro de esta literatura trabajos que analicen la duración de los flujos a nivel de firma-producto-mercado. Este trabajo busca contribuir a esta literatura a través del análisis de la duración de las firmas colombianas en los mercados de exportación, y de la duración de los flujos comerciales de estas firmas específicos a nivel de mercado-producto para el período 2000-2006.

Las estimaciones no paramétricas de la duración de las relaciones indica que las mismas son de muy corta duración para el caso de Colombia, y que esta duración se reduce a medida que aumenta el grado de desagregación de los flujos comerciales. El 50% de las firmas solo exporta el año en que inicia su actividad de exportación, y esta proporción aumenta hasta el 60% para los flujos comerciales a nivel de firma-producto-mercado.

La literatura teórica indica como potenciales determinantes de la duración al volumen del flujo de exportación, la diversificación en términos geográficos y en

términos de producto, el grado de diferenciación del producto exportado y las variables relacionadas a los modelos gravitacionales.

El análisis realizado en el presente trabajo se basa en los modelos de duración que permiten considerar en forma simultánea las dos dimensiones del problema: si el flujo comercial termina, y cuanto tiempo pasa hasta que este concluye. Los resultados indican que el riesgo tanto a nivel de firma como a nivel de firma-producto-mercado se reduce con el aumento del número de mercados de destino o del número de productos exportados. Además esta reducción en el riesgo es más importante para el caso del aumento en el número de mercado. Este resultado puede estar indicando que la diversificación geográfica es más efectiva que la diversificación en términos de producto, o que los costos hundidos de incorporar un nuevo destino son sensiblemente más importantes que los costos hundidos de incorporar un nuevo producto, de manera tal que las firmas que exportan una mayor cantidad de productos son aquellas firmas más productivas.

El grado de diferenciación del producto exportado impacta negativamente sobre el riesgo, a medida que aumenta el grado de diferenciación el riesgo enfrentado se reduce. Sin embargo este efecto depende del mercado de exportación. En las economías avanzadas, donde la competencia es mayor, el efecto de la diferenciación es el inverso.

El tamaño de la economía y la distancia al mercado tienen los efectos esperados, reduciendo y aumentando el riesgo respectivamente. Además, como era esperable, se observan diferencias en el riesgo según la región de destino, siendo el Mercosur la región más riesgosa seguida por Estados Unidos.

Los resultados muestran, también, la presencia de dependencia negativa de la duración, a medida que transcurre más tiempo el flujo comercial tiene un riesgo menor

de terminar. Esto coincide con los modelos de dinámica industrial a nivel doméstico (Jovanovic, 1982; Hopenhayn, 1992; Erickson y Pakes, 1995), donde este efecto se genera porque la firma tiene información incompleta respecto a su productividad y va adquiriendo la misma medida que gana experiencia en la producción del bien.

Adicionalmente es importante destacar que los resultados son robustos a distintas especificaciones respecto al efecto de las variables y del tipo de modelización del tiempo; que el análisis se realiza sobre la población completa de firmas exportadoras colombianas y no solo aquellas que pertenecen a un sector específico, como ocurre en numerosos trabajos a nivel de firma. Este último punto es particularmente importante para los países en desarrollo como Colombia ya que la exportación de recursos naturales y sus productos representan una importante porción de las exportaciones totales (Volpe Martincus y Carballo, 2007a). Además los controles por la presencia por censura a la izquierda y por heterogeneidad no observada confirman los resultados obtenidos.

En términos de política económica, los resultados obtenidos indican la importancia de la duración como una nueva dimensión en las políticas de promoción de exportaciones dado que ingresar a los mercados de exportación no asegura que las firmas permanezcan en él y sugieren un nuevo espacio para el desarrollo de políticas de promoción de exportaciones. Además, dado el efecto negativo que implica para una firma dejar de exportar (Girma et al., 2003) esta evidencia de una corta duración de esta experiencia para las firmas colombianas tiene que ser incorporada a la discusión de política económica. Asimismo, estos resultados implican que para aprovechar el canal de ganancias de bienestar del comercio internacional que surge de la relocalización de recursos dentro de una misma industria desde las firmas no exportadoras hacia las firmas exportadoras exige desarrollar estrategias para asegurar que las firmas

permanezcan un período más largo como exportadoras. En este sentido, la expansión del número de mercados puede ser una estrategia a seguir.

Bibliografía

- Abbring, J. H y van den Berg, G. J, (2007). The Unobserved Heterogeneity Distribution in Duration Analysis, CEPR Discussion Papers 6219, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Audretsch, D. (1991), New-Firm Survival y the Technological Regime, *The Review of Economics y Statistics*, Vol. 73, No. 3 (Aug., 1991), pp. 441-450.
- Bernard, A y Jensen, J. (2007). Firm Structure, Multinationals, y Manufacturing Plant Deaths. *The Review of Economics y Statistics* May 2007, Vol. 89, No. 2: 193-204.
- Bernard, A. B., Jensen, J., Redding, S., y Schott, P. (2007). Firms in International Trade, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Bernard, A.; Jensen, B.; y Schott, P., (2005). Importers, exporters, and multinationals: A portrait of firms in the U.S. that trade goods. NBER Working Paper 11404.
- Bernard, A.; Redding, S. y Schott, P (2006). Multi-Product Firms y Trade Liberalization, NBER Working Papers 12782, National Bureau of Economic Research.
- Bernard, A. y Wagner, J. (2001). Export entry y exit by German firms, *Review of World Economics*, Springer, vol. 127(1), pages 105-123, March
- Besedes, T. y Prusa, T. J. (2006a). "Ins, outs, y the duration of trade." *Canadian Journal of Economics* 39(1): 266-295.
- Besedes, T. y Prusa, T. J. (2006b). "Product differentiation y duration of US import trade." *Journal of International Economics* 70(2): 339-358.
- Bosco Sabuhoro, J., B. Larue, y Gervais, Y.. (2006). "Factors Determining the Success or Failure of Canadian Establishments on Foreign Markets: A Survival Analysis Approach." *The International Trade Journal* 20(1): 33-73.
- Breslow, N. (1974). Covariance Analysis of Censored Survival Data, *Biometrics*, Vol. 30, No. 1. (Mar., 1974), pp. 89-99
- Campbell, J. y Hopenhayn, H. (2005). Market Size Matters, *Journal of Industrial Economics*, vol. 53(1), pages 1-25, 03.
- Cleves, M.; Gould, W. y Gutierrez, R (2004). *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, Revised Edition. Stata Press
- Das, S., M. J. Roberts, y Tybout, J (2007). "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics " *Econometrica* 75(3): 837-873.

- Dolton, P. y van der Klaauw, W. (1995). Leaving Teaching in the UK: A Duration Analysis, *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 105(429), pages 431-44, March.
- Disney, R.; Haskel, J. y Heden. Y. (2003). Entry, exit y establishment survival in UK manufacturing', *Journal of Industrial Economics*, 2003, 51, March, 91-112.
- Dunne, T; Klimek, S. y Roberts, M. (2005). Exit from regional manufacturing markets: The role of entrant experience, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 23(5-6), pages 399-421, June.
- Dunne, T.; Roberts, M. y Samuelson, L. (1989). The Growth y Failure of U.S. Manufacturing Plants, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 104(4), pages 671-98, November.
- Eaton, J. ; Eslava, M.; Kugler, M.; Tybout, J. (2007). The Margins of Entry into Export Markets: Evidence from Colombia, Working Paper, Centre for Economic Policy Research.
- Eaton, J., Kortum, S. y Kramarz, F. (2004). Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations, *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 94(2), pages 150-154, May.
- Efron, B. (1977). The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 72, No. 359. (Sep., 1977), pp. 557-565.
- Erickson, R. y Pakes, A. (1995). Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work. *Review of Economics Studies*, 63, 53-82.
- Esteve Pérez, S.; Llopis, A. y Llopis, J. (2004). The Determinants of Survival of Spanish Manufacturing Firms, *Review of Industrial Organization*, Springer, vol. 25(3), pages 251-273, 08.
- Foster, L., Haltiwanger, J. y Krizan, C. (2001). Aggregate Productivity Growth: Lessons form Microeconomics Evidence, in *New Developments in Productivity Analysis*, Hulten, C., Dean, E. y Harper, M., eds, NBER Studies in Income and Wealth, vol. 63. University of Chicago Press.
- Girma, S., Greenaway, D., y Kneller, R. (2003). Export market exit and performance dynamics: A causality analysis of matched firms. *Economics Letters*, 80, 2.

- Grossman, G. y Helpman, E. (1991). Quality Ladders in the Theory of Growth, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 1. (Jan., 1991), pp. 43-61.
- Gutierrez, R. G. (2002). "Parametric frailty and shared frailty survival models." *The Stata Journal* 2(1): 22-44.
- Heckman, J. y Singer, B., (1984). A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 52(2), pages 271-320, March
- Herzer, D. (2004). *Export Diversification, Externalities and Growth*, Universität Göttingen. Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung.
- Hopenhayn, H. (1992). Entry, Exit, y Firm Dynamics in Long Run Equilibrium, *Econometrica*, Vol. 60, No. 5 (September, 1992), 1127-1150.
- Hosmer, D. W. y S. Lemeshow (1999). *Applied survival analysis*, Wiley New York.
- Jenkins, S. (2005). *Survival Analysis*. Unpublished manuscript, Institute for Social y Economic Research, University of Essex, Colchester, UK
- Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry, *Econometrica*, Vol. 50, No. 3 (May, 1982).
- Kiefer, N. (1988), *Economic Duration Data y Hazard Functions*, *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, No. 2 (Jun., 1988), pp. 646-679
- Koren, M. y S. Tenreyro (2007). "Volatility y Development." *Technology* 243.
- Lederman, D. y W. F. Maloney (2003). *Trade Structure and Growth*, World Bank, Latin America y the Caribbean Region, Office of the Chief Economist, Regional Studies Program.
- Lee, E. y Wang, J. (2003) *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, Wiley Series in Probability y Statistics. Third edition.
- Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations y Aggregate Industry Productivity, *Econometrica* 71 (2003).
- Mata, J. (1994). Firm Growth during Infancy, *Small Business Economics*, Springer, vol. 6(1), pages 27-39, February.
- Mata, J.; Portugal, P. y Guimaraes, P. (1995). The survival of new plants: Start-up conditions and post-entry evolution, *International Journal of Industrial Organization*, Elsevier, vol. 13(4), pages 459-481, December

- Meyer, B. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*, 58, July 1990, 757-782.
- Nicoletti, C. y Rondinelli, C. (2006). The (Mis)Specification of Discrete Time Duration Models with Unobserved Heterogeneity: a Monte Carlo study. Institute for Social y Economic Research, University of Essex
- Prentice, R. y L. Gloeckler. (1978). Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data. *Biometrics* 34: 57-67.
- Rauch, J. E. (1999). Networks versus Markets in International Trade, *Journal of International Economics* 48 (June 1999): 7-35.
- Roberts, M. J. y J. R. Tybout (1997). "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs." *The American Economic Review* 87(4): 545-564.
- Rodriguez, G. (2007). Survival Analysis. Unpublished manuscript, Princeton University.
- Rodriguez, G. (2005a). Multivariate Survival Models. Lectures Notes, Princeton University.
- Rodriguez, G. (2005b). Non Parametric Survival Models. Lectures Notes, Princeton University.
- Rodriguez, G. (2005c). Parametric Survival Models. Lectures Notes, Princeton University.
- Rodriguez, G. (2005c). Unobserved Heterogeneity. Lectures Notes, Princeton University.
- Therneau T., Grambsch P., Pankratz V. (2003). Penalized survival models and frailty, *Journal of Computational y Graphical Statistics* 12, 1: 156-175
- Volpe Martincus, C. y Carballo, J. (2007a). Is Export Promotion Effective in Developing Countries? Firm-Level Evidence on the Intensive and the Extensive Margins of Exports, IDB, mimeo.
- Volpe Martincus, C. y Carballo, J. (2007b). Survival of New Exporters: Does it Matter How They Diversify, IDB, mimeo.

Figura 1: Patrón de Exportación – Distribución de Firmas
2000 (izquierda) y 2006 (derecha)

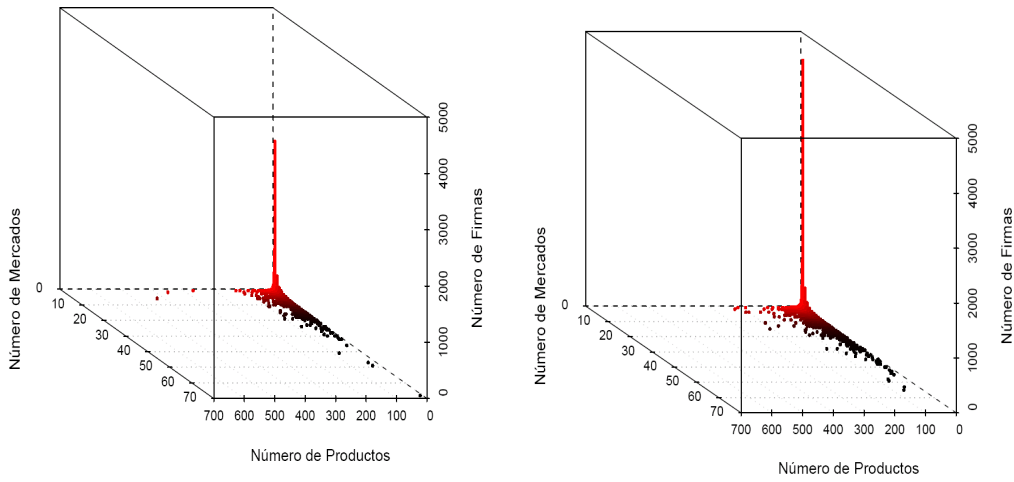


Figura 2: Principales Mercados de Exportación – Firma-mercado-producto, año 2006.

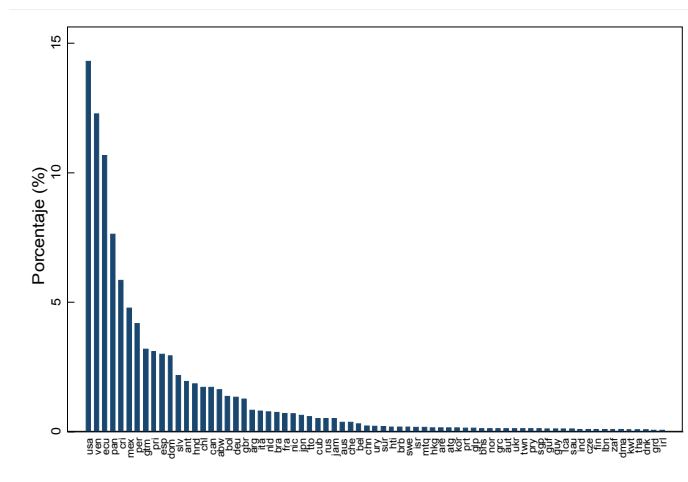


Figura 3: Principales Sectores de Exportación – Firma-mercado-producto, año 2006

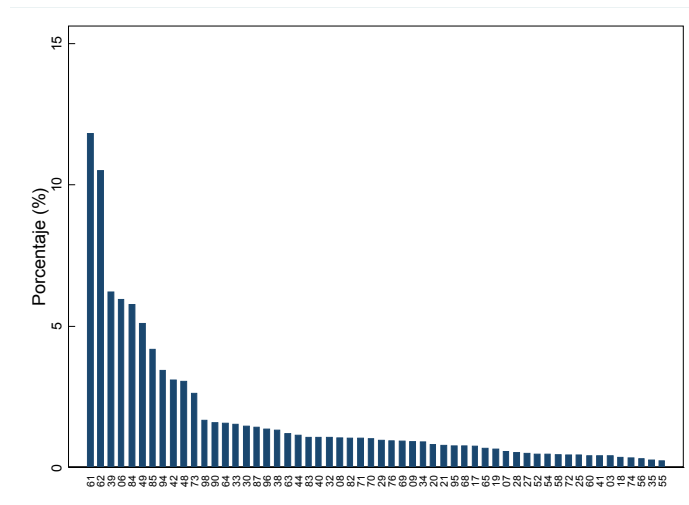


Figura 7: Estimación de la Función de Supervivencia. Estimador Kaplan-Meier. A nivel de firma (izquierda) y a nivel de firma-producto-mercado (derecha) por quintil de flujo comercial.

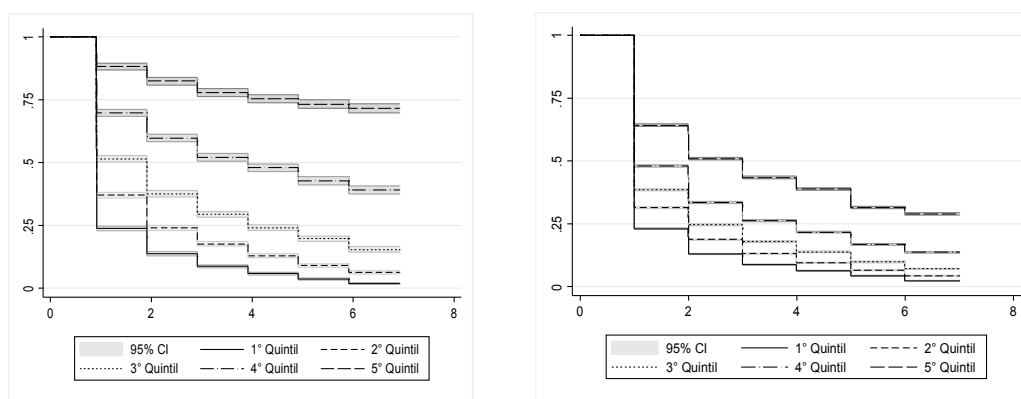


Figura 8: Estimación de la Función de Supervivencia. Estimador Kaplan-Meier a nivel de firma. N° Productos (izquierda) y N° Mercados (derecha)

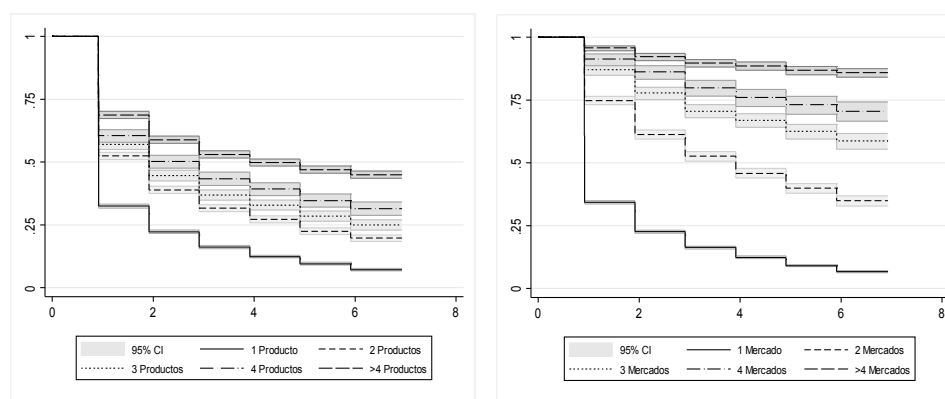


Tabla 4: Test Estadísticos a nivel de Firma.

Variables\Tests	Log-rank	W-B-G	T-W	P-P-P
Vol. de Exportación	7381.596*** [0.000]	5174.82*** [0.000]	6370.26*** [0.000]	6013.027*** [0.000]
Nº de Mercados	7277.926*** [0.000]	5588.85*** [0.000]	6676.07*** [0.000]	6376.796*** [0.000]
Nº de Productos	3536.042*** [0.000]	2481.87*** [0.000]	3059.66*** [0.000]	2871.582*** [0.000]

La tabla reporta los estadísticos y su correspondiente significatividad (entre corchetes) de los test log-rank, Wilcoxon-Breslow-Gehan, Tarone-Ware y Peto-Peto-Prentice. *significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Figura 8: Estimación de la Función de Supervivencia. Estimador Kaplan-Meier a nivel de firma-producto-mercado. Multiproductos (izquierda) y Multimercados (derecha)

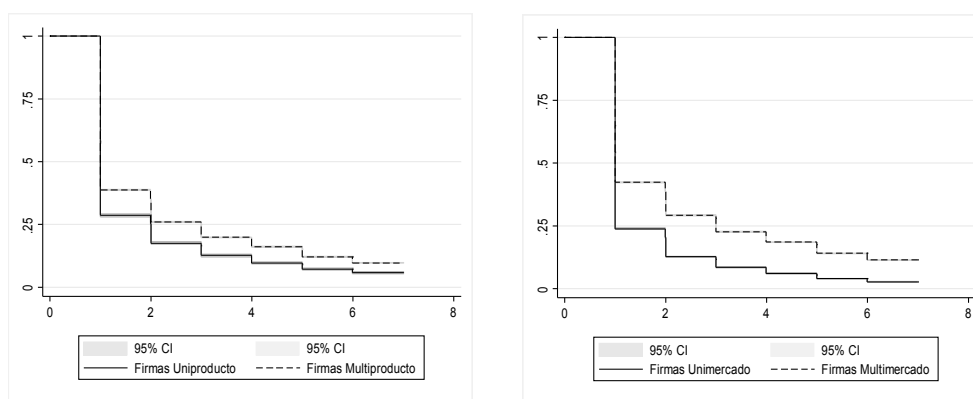


Tabla 5: Test Estadísticos a nivel de Firma-producto-mercado.

Variables\Tests	Log-rank	W-B-G	T-W	P-P-P
Vol. de Exportación	29217.5*** [0.000]	23561.3*** [0.000]	20608.9** [0.000]	25610.8*** [0.000]
Multiproducto	892.6*** [0.000]	705.9*** [0.000]	628.3*** [0.000]	781.4*** [0.000]
Multimercado	10483.9*** [0.000]	8123.9*** [0.000]	7188.9*** [0.000]	8857.8*** [0.000]
Sector	3093.1*** [0.000]	3530.7*** [0.000]	3453.2*** [0.000]	3577.6*** [0.000]
Tipo de Bien	171.0*** [0.000]	111.2*** [0.000]	95.1*** [0.000]	125.0*** [0.000]

La tabla reporta los estadísticos y su correspondiente significatividad (entre corchetes) de los test log-rank, Wilcoxon-Breslow-Gehan, Tarone-Ware y Peto-Peto-Prentice. *significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 6: Estimaciones a nivel de Firma

Estimación Básica				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
N° de Mercados	0.642*** (0.010)	0.567*** (0.010)	1.260*** (0.020)	0.627*** (0.008)
N° de Productos	0.986*** (0.002)	0.988*** (0.002)	1.007*** (0.001)	0.979*** (0.002)
Vol. de Exportación	0.867*** (0.003)	0.813*** (0.004)	1.144*** (0.004)	0.845*** (0.004)
Part. Bienes Diferenciados	0.807*** (0.022)	0.716*** (0.029)	1.221*** (0.028)	0.772*** (0.035)
Part. Bienes Referenciados	0.837*** (0.027)	0.737*** (0.034)	1.181*** (0.031)	0.840*** (0.043)
Constante	--	9.584*** (0.540)	0.233*** (0.008)	3.213*** (0.200)
EF por años	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH

La tabla presentada las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación está expresado en logaritmo natural. Part. de Bienes Diferenciados (Referenciados) es la proporción del volumen total exportado por la firma que representan los bienes diferenciados (referenciados). Errores estándares robustos corregidos por cluster a nivel de firma se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 7: Estimaciones a nivel de Firma

Ejercicio de Robustez 1: Nuevos Exportadores				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
N° de Mercados	0.630*** (0.016)	0.548*** (0.016)	1.226*** (0.036)	0.595*** (0.012)
N° de Productos	0.984*** (0.002)	0.982*** (0.003)	1.008*** (0.002)	0.980*** (0.002)
Vol. de Exportación	0.895*** (0.003)	0.846*** (0.005)	1.088*** (0.004)	0.859*** (0.004)
Bienes Diferen.	0.867*** (0.026)	0.805*** (0.035)	1.093*** (0.023)	0.795*** (0.042)
Bienes Referen.	0.885*** (0.031)	0.832*** (0.044)	1.081*** (0.027)	0.834*** (0.050)
Constante	--	5.132*** (0.330)	0.434*** (0.012)	3.337*** (0.250)
EF por años	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH

La tabla presentada las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación está expresado en logaritmo natural. Part. de Bienes Diferenciados (Referenciados) es la proporción del volumen total exportado por la firma que representan los bienes diferenciados (referenciados). Errores estándares robustos corregidos por cluster a nivel de firma se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 8: Estimaciones a nivel de Firma

Ejercicio de Robustez 2: Heterogeneidad No Observada				
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Nº de Mercados	0.631*** (0.012)	0.786*** (0.065)	1.096*** (0.003)	0.609*** (0.015)
Nº de Productos	0.98*** (0.002)	0.988** (0.003)	1.005*** (0.000)	0.977*** (0.002)
Vol. de Exportación	0.865*** (0.004)	0.876*** (0.051)	1.072*** (0.002)	0.817*** (0.007)
Part. Bienes Diferenciados	0.818*** (0.043)	0.925** (0.042)	1.088*** (0.027)	0.687*** (0.060)
Part. Bienes Referenciados	0.878*** (0.048)	0.972** (0.012)	1.097*** (0.028)	0.791*** (0.067)
Constante	--	11.16*** (0.370)	1.234*** (0.032)	4.481*** (0.102)
EF por años	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH
Frailty	Firma	Firma	Firma	Firma
Test Estadístico (Chi-cuadrado)	1376.36***	2200.00***	311864.2***	2570.54***
P-value	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

La tabla presenta las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación está expresado en logaritmo natural. Part. de Bienes Diferenciados (Referenciados) es la proporción del volumen total exportado por la firma que representan los bienes diferenciados (referenciados). Errores estándares robustos corregidos por cluster a nivel de firma se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 9: Estimaciones a nivel de Firma

Parámetros Auxiliares			
	Básica	Robustez 1	Robustez 2
P	0.576*** (0.008)	0.407*** (0.001)	0.427*** (0.004)
Periodo 2	-0.624*** (0.011)	-0.417*** (0.017)	-0.546*** (0.031)
Periodo 3	-0.837*** (0.012)	-0.666*** (0.021)	-0.709*** (0.041)
Periodo 4	-1.178*** (0.012)	-0.887*** (0.028)	-0.992*** (0.053)
Periodo 5	-1.359*** (0.014)	-0.944*** (0.048)	-1.201*** (0.082)
Periodo 6	-1.370*** (0.019)	--	-1.214*** (0.066)
Sigma	1.968*** (0.004)	1.728*** (0.005)	1.189*** (0.005)

La tabla presenta la estimación de los parámetros auxiliares de la función de riesgo (supervivencia) básica en el caso de los modelos PH (AFT). P corresponde a la función de riesgo con distribución Weibull. Periodo corresponden a la función de riesgo del modelo de Prentice y Gloeckler (1978). Sigma corresponde a la función de supervivencia lognormal

Tabla 10: Estimaciones a nivel de Firma-Producto-Mercado

Estimación Básica				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Multimercado	0.744*** (0.009)	0.583*** (0.014)	1.251*** (0.011)	0.667*** (0.006)
Multiproducto	0.839*** (0.010)	0.772*** (0.016)	1.133*** (0.010)	0.795*** (0.010)
Vol. de Exportación	0.899*** (0.002)	0.840*** (0.003)	1.088*** (0.002)	0.884*** (0.001)
Bienes Diferen.	0.712*** (0.023)	0.607*** (0.034)	1.298*** (0.032)	0.622*** (0.025)
Bienes Referen.	0.756*** (0.025)	0.665*** (0.039)	1.239*** (0.033)	0.696*** (0.026)
Avanzada	0.720*** (0.030)	0.647*** (0.050)	1.235*** (0.039)	0.617*** (0.036)
B. Diferen.X avanzada	1.323*** (0.052)	1.475*** (0.110)	0.846*** (0.026)	1.586*** (0.035)
B. Referen.X avanzada	1.213*** (0.048)	1.204*** (0.083)	0.897*** (0.028)	1.425*** (0.038)
Distancia	1.082*** (0.010)	1.150*** (0.018)	0.937*** (0.006)	1.13*** (0.006)
PIB	0.989** (0.005)	0.99** (0.005)	1.004 (0.003)	0.956*** (0.003)
Mercosur	1.180*** (0.028)	1.274*** (0.056)	0.901*** (0.015)	1.261*** (0.019)
Centro America	1.012 (0.011)	1.068*** (0.022)	0.983** (0.008)	0.948*** (0.006)
Estados Unidos	1.054** (0.028)	1.108** (0.055)	0.955** (0.018)	1.114*** (0.016)
Union Europea	1.057** (0.026)	1.084 (0.060)	0.958** (0.017)	1.020 (0.018)
Otros	1.071*** (0.016)	1.172*** (0.031)	0.943*** (0.010)	0.985 (0.011)
Constante	--	1.530*** (0.200)	0.763*** (0.040)	0.717*** (0.046)
EF por años	Si	Si	Si	Si
EF por sector	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH

La tabla presentada las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación, Distancia y PIB están expresados en logaritmo natural. El PIB se tomó del World Development Indicators y esta expresado en dolares corrientes PPP. La variable distancia corresponde a la publicada por Centre d'etudes prospectives et d'informations internationales (CEPII). Las restantes variables son variables binarias. La variable binaria Centro América incluye los siguientes países: México, Costa Rica, Panamá, Belize, Nicaragua, Guatemala, El Salvador y Honduras. Errores estándares robustos corregidos por cluster a nivel de firma se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 11: Estimaciones a nivel de Firma-Producto-Mercado

Ejercicio de Robustez 1: Nuevos Exportadores				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Multimercado	0.784*** (0.009)	0.653*** (0.014)	1.153*** (0.008)	0.704*** (0.006)
Multiproducto	0.856*** (0.009)	0.785*** (0.016)	1.097*** (0.007)	0.815*** (0.011)
Vol. de Exportación	0.917*** (0.002)	0.868*** (0.003)	1.056*** (0.001)	0.892*** (0.001)
Bienes Diferen.	0.751*** (0.022)	0.648*** (0.033)	1.204*** (0.022)	0.655*** (0.029)
Bienes Referen.	0.799*** (0.023)	0.707*** (0.035)	1.163*** (0.022)	0.726*** (0.030)
Avanzada	0.780*** (0.031)	0.749*** (0.054)	1.134*** (0.029)	0.685*** (0.041)
B. Diferen.X avanzada	1.250*** (0.048)	1.352*** (0.093)	0.897*** (0.022)	1.41*** (0.040)
B. Referen.X avanzada	1.208*** (0.047)	1.205*** (0.085)	0.920*** (0.023)	1.323*** (0.043)
Distancia	1.069*** (0.010)	1.149*** (0.022)	0.953*** (0.006)	1.09*** (0.007)
PIB	0.988** (0.005)	0.976*** (0.008)	1.007*** (0.003)	0.975*** (0.003)
Mercosur	1.194*** (0.027)	1.406*** (0.069)	0.896*** (0.013)	1.223*** (0.022)
Centro America	1.008 (0.012)	1.045** (0.023)	0.992 (0.007)	0.99 (0.007)
Estados Unidos	1.067*** (0.027)	1.102** (0.052)	0.957*** (0.014)	1.127*** (0.018)
Union Europea	1.077*** (0.025)	1.101** (0.052)	0.956*** (0.014)	1.106*** (0.020)
Otros	1.082*** (0.018)	1.191*** (0.037)	0.947*** (0.010)	1.075*** (0.013)
Constante	--	1.788*** (0.240)	0.756*** (0.034)	1.038*** (0.053)
EF por años	Si	Si	Si	Si
EF por sector	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH

La tabla presentada las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación, Distancia y PIB están expresados en logaritmo natural. El PIB se tomó del World Development Indicators y esta expresado en dolares corrientes PPP. La variable distancia corresponde a la publicada por Centre d'etudes prospectives et d'informations internationales (CEPII). Las restantes variables son variables binarias. La variable binaria Centro América incluye los siguientes países: México, Costa Rica, Panamá, Belize, Nicaragua, Guatemala, El Salvador y Honduras. Las restantes variables son variables binarias. Errores estándares robustos corregidos por cluster a nivel de firma se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 12: Estimaciones a nivel de Firma-Producto-Mercado

Ejercicio de Robustez 2: Heterogeneidad No Observada				
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Multimercado	0.843*** (0.008)	0.792*** (0.007)	1.027*** (0.005)	0.529*** (0.003)
Multiproducto	0.931*** (0.011)	0.954*** (0.011)	1.002*** (0.007)	0.889*** (0.009)
Vol. de Exportación	0.874*** (0.001)	0.827*** (0.001)	1.149*** (0.000)	0.804*** (0.003)
Bienes Diferen.	0.772*** (0.028)	0.741*** (0.021)	1.225*** (0.015)	0.744*** (0.018)
Bienes Referen.	0.847*** (0.028)	0.831*** (0.024)	1.155*** (0.015)	0.719*** (0.018)
Avanzada	0.751*** (0.038)	0.802*** (0.031)	1.199*** (0.019)	0.662*** (0.023)
B. Diferen.X avanzada	1.294*** (0.036)	1.266*** (0.047)	0.832*** (0.018)	1.541*** (0.052)
B. Referen.X avanzada	1.245*** (0.039)	1.195*** (0.047)	0.858*** (0.019)	1.336*** (0.048)
Distancia	1.187*** (0.006)	1.370*** (0.009)	0.818*** (0.003)	1.153*** (0.007)
PIB	0.933*** (0.003)	0.897*** (0.003)	1.064*** (0.001)	0.856*** (0.003)
Mercosur	1.130*** (0.019)	1.229*** (0.024)	0.884*** (0.010)	1.252*** (0.027)
Centro America	0.949*** (0.007)	1.026*** (0.007)	0.992*** (0.003)	0.968*** (0.008)
Estados Unidos	1.119*** (0.018)	1.209*** (0.022)	0.9*** (0.009)	1.232*** (0.035)
Union Europea	0.970 (0.019)	0.976 (0.019)	1.02*** (0.009)	1.191*** (0.026)
Otros	0.954*** (0.012)	1.006 (0.012)	1.002*** (0.006)	1.176*** (0.022)
Constante	-- --	0.149*** (0.008)	2.386*** (0.026)	0.429*** (0.054)
EF por años	Si	Si	Si	Si
EF por sector	Si	Si	Si	Si
Tipo de Modelo	PH	PH	AFT	PH
Frailty	Firma	Firma	Firma	Firma
Test Estadístico (Chi-cuadrado)	89335.5***	53.000***	25.400***	362.56***
P-value	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

La tabla presentada las tasas de riesgo (hazard rate) estimadas. El modelo (1) es un modelo de Cox, (2) y (3) son modelos paramétricos con distribución Weibull y lognormal, y (4) es el modelo de riesgo discreto de Prentice y Gloeckler (1978). Vol. de Exportación, Distancia y PIB están expresados en logaritmo natural. El PIB se tomó del World Development Indicators y esta expresado en dolares corrientes PPP. La variable distancia corresponde a la publicada por Centre d'etudes prospectives et d'informations internationales (CEPII). Las restantes variables son variables binarias. La variable binaria Centro América incluye los siguientes países: México, Costa Rica, Panamá, Belize, Nicaragua, Guatemala, El Salvador y Honduras. Las restantes variables son variables binarias. Errores estándares se presentan entre paréntesis debajo de las tasas de riesgo. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 13: Estimaciones a nivel de Firma-Producto-Mercado

Parámetros Auxiliares			
	Básica	Robustez 1	Robustez 2
P	0.755*** (0.010)	0.646*** (0.011)	0.540*** (0.003)
Periodo 2	-0.267 (0.006)	-0.203 (0.007)	-0.227*** (0.006)
Periodo 3	-0.402 (0.009)	-0.304 (0.012)	-0.407*** (0.009)
Periodo 4	-0.544 (0.014)	-0.428 (0.021)	-0.679*** (0.013)
Periodo 5	-0.559 (0.017)	-0.545 (0.043)	-0.715*** (0.017)
Periodo 6	-0.801 (0.031)	-- --	-0.803*** (0.031)
Sigma	1.782*** (0.004)	1.605*** (0.004)	0.595*** (0.002)

La tabla presenta la estimación de los parámetros auxiliares de la función de riesgo (supervivencia) básica en el caso de los modelos PH (AFT). P corresponde a la función de riesgo con distribución Weibull. Periodo corresponden a la función de riesgo del modelo de Prentice y Gloeckler (1978). Sigma corresponde a la función de supervivencia lognormal