



Universidad de
SanAndrés

Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

***Exportaciones, crédito bancario y capacidad de repago
de las PyMEs en Argentina (2007-2016)***

Lautaro CHITTARO

36637818

Mentor: Juan Carlos HALLAK

Buenos Aires

20 de Julio, 2020

Tesis de Maestría en Economía de
Lautaro CHITTARO

“Exportaciones, crédito bancario y capacidad de repago de las PyMEs en Argentina (2007-2016)”

Resumen

Argentina tiene un nivel de desarrollo financiero bajo que repercute negativamente en las posibilidades de financiamiento de las pequeñas y medianas empresas (PyMEs). A partir de un panel de préstamos bancarios, logramos caracterizar la situación financiera de las PyMEs industriales argentinas durante el período 2007-2016. El aspecto más saliente del período es el aumento del acceso al crédito bancario y la persistencia de una mayoría de empresas (53% del total) con financiamiento bancario menor a 5.000 dólares o nulo.

A pesar de este contexto generalizado de bajo financiamiento bancario, este trabajo muestra que los exportadores cumplen, ceteris paribus, mejor sus compromisos de deuda que los no exportadores. Estimamos una brecha en la incidencia de la mora a más de 90 días de entre 2,88 a 1,20 p.p., según la especificación, entre las empresas exportadoras y no exportadoras.

Esta brecha puede originarse a partir de la capacidad que tiene la firma exportadora de redireccionar sus ventas a distintos mercados, lo que le permite diversificar su exposición ante shocks de demanda intrínsecos. Esto le permite, hasta cierto punto, compensar pérdidas en el mercado local reorientando ventas hacia el mercado externo.

Adicionalmente, este trabajo busca estimar el efecto causal del estatus exportador sobre la probabilidad de entrar en mora, utilizando la demanda externa que enfrenta la firma como instrumento. Sin embargo, los resultados muestran que el instrumento resulta débil como para aportar evidencia a favor o en contra de dicho efecto.

Palabras clave: Exportación, Crédito, PyMEs, Argentina

Códigos JEL: F14 L25 G32

“Exports, bank credit and repayment capacity of SMEs in Argentina (2007-2016)”

Abstract

Argentina's low financial development impacts negatively on SMEs credit conditions. Using a banking-loan panel, we describe the credit situation of Argentinean industrial SMEs during 2007-2016. The two most relevant aspects are the simultaneous growth in access-to-credit until 2013 and the persistence of a majority (53%) of SMEs with loans under 5.000 USD or no loan at all.

Despite this general context of low banking credit, this work shows that delays in debt- obligation honoring are less frequent among exporters than non-exporters, ceteris paribus. We estimate an incidence-gap of 2,88 - 1,20 p.p. in delays larger than 90 days.

This gap could be originated in the capacity of exporters firms to redirect sells across different markets, allowing them to diversify their exposure to intrinsic demand shocks. Taking advantage of this access to both markets, they can compensate local losses by selling more abroad.

Additionally, this work tries to estimate the causal effect of exporting in debt-obligation honoring, using the external demand that the firm faces as instrument. However, the instrument too weak to support any evidence in favor or against this casual effect.

Keywords: Exports, Credit, SMEs, Argentina

JEL Codes: F14 L25 G32

Universidad de
San Andrés

A. Introducción

El tamaño del sistema financiero argentino es relativamente pequeño en comparación con el tamaño de su economía. Para el promedio de los años 2007-2016, el volumen de créditos domésticos al sector privado sobre el PBI se ubicaba cerca del 14%, sustancialmente más bajo que los guarismos de economías con mayor grado de desarrollo y de la región¹.

El reducido tamaño del mercado financiero argentino disminuye las posibilidades de desarrollo de las empresas locales, pero este condicionante es más grave en dos conjuntos particulares de firmas: las pequeñas y medianas empresas (PyMEs) y las empresas exportadoras. Para el primer conjunto, Beck et al. (2004) encuentran que mayor desarrollo financiero tiene un efecto desproporcionalmente grande sobre el crecimiento de industrias que, por sus características tecnológicas, están compuestas por firmas de menor tamaño. A modo de ejemplo, los autores estiman que la brecha entre el crecimiento anual de una industria basada en empresas pequeñas respecto de una industria basada en empresas grandes es de 1,4 p.p. mayor en un país con un desarrollo financiero elevado respecto de un país con un desarrollo financiero menor. Las brechas de información entre las entidades financieras y las PyMEs, la alta informalidad, la poca calidad o inexistencia de estados contables y la falta de colateral son argumentos frecuentes en la literatura para explicar este impacto diferencial del desarrollo financiero en sobre empresas de distinto tamaño (Bebzuk, 2010; IDB, 2016).

Para el segundo conjunto, es decir, las empresas exportadoras, Manova (2008) encuentra un efecto positivo del desarrollo del mercado financiero en el crecimiento de las exportaciones. La autora estima que este efecto es 3 veces mayor al efecto sobre el crecimiento general de la producción. Esto se debe a que las firmas exportadoras dependen más del financiamiento respecto de sus pares no exportadores. En primer lugar, los exportadores, necesitan cubrir costos adicionales específicos a la actividad de exportar (inversión para adaptaciones específicas para los mercados de destinos, mantenimiento de canales de distribución foráneos, embarque, seguros y tarifas). En segundo lugar, los requerimientos de capital de trabajo suelen ser mayores entre los exportadores, puesto que la brecha temporal entre sus costos y sus ventas es más grande. A modo de ejemplo, un envío internacional suele tardar en promedio 60 días más que un envío doméstico. (Manova, 2008)

Para evitar las malas condiciones generales del mercado de financiero argentino, las firmas pueden señalar su mayor capacidad de repago para acceder a mejores condiciones crediticias. Sin embargo, para el segmento PyME, los mecanismos de señalización habituales como la propiedad de un activo colateral no sirven, debido su reducido patrimonio (Bebzuk, 2010). Agostino y Trivieri (2014) muestran para el caso de Italia que el crédito comercial es utilizado por las PyMES como sustituto para señalar su capacidad de repago a la hora de obtener financiamiento bancario.

Este trabajo realiza un aporte proveyendo evidencia que muestra que las PyMEs argentinas industriales que exportan cumplen mejor sus compromisos de deuda respecto de las no exportadoras. En primer lugar, realizamos una descripción del financiamiento a PyMEs explotando un panel de datos de deudas del período 2007-2016. En segundo lugar, hallamos que las empresas exportadoras entran en moras mayores a 90 días con menor frecuencia que las empresas no exportadoras, incluso controlando por tamaño de la empresa, salario promedio,

¹ En España el crédito al sector privado representa 152% del PBI; Australia, 127%; Chile, 102%; Brasil 57%; México, 26%; Uruguay, 25%; Argentina 14%. Datos del Banco Mundial - WDI.

volumen de deuda y otras características no observables de la firma invariantes en el tiempo. Estimamos esta brecha en la incidencia de mora en 1.20 p.p. a favor de los exportadores. Por último, instrumentamos el estatus exportador a partir de la demanda externa que enfrenta la firma para estimar el impacto causal del estatus exportador sobre la probabilidad de entrar en mora. Sin embargo, el instrumento se muestra débil como para aportar evidencia a favor o en contra del efecto causal.

B. Situación del crédito PyME en Argentina

La información disponible sobre financiamiento a PyMEs, tanto exportadoras como no exportadoras, es sumamente acotada. A nivel agregado, el BCRA reporta que el promedio de crédito destinado a las PyMEs² fue de 8 mil millones de dólares para el período para el período 2007-2016, siendo un 29% de los préstamos del sistema financiero hacia el sector productivo³.

A pesar de que el crédito bancario es reducido en Argentina, incluso en comparación con la región, al profundizar en el segmento PyME vemos como las condiciones de crédito PyME mejoran levemente. La Encuesta de Empresas del Banco Mundial nos permite ver que aún por debajo de los resultados de los mercados de crédito líderes de la región (Brasil y Chile), el mercado de crédito argentino orientado a las PyME tiene características que lo asemejan a casos como México o Uruguay. La tabla 1 muestra que el 9% del capital de trabajo de las PyMEs argentinas es financiado a través de crédito bancario, valores comparables con el de estos últimos dos países. En términos de acceso al financiamiento, las PyMEs que financian su capital de trabajo (y más generalmente, firmas con algún préstamo bancario) son una mayor proporción en Argentina que en México o Uruguay. Sin embargo, el valor del colateral requerido en Argentina es el más alto de los países seleccionados, siendo en promedio más de 2 veces el valor del préstamo. El Índice de desarrollo financiero elaborado por el FMI integra distintas dimensiones que hacen al desarrollo financiero de un país, más allá del volumen de préstamos domésticos, como el acceso y la eficiencia. Este índice matiza levemente la posición relativa Argentina, al menos dentro de la región, pero muestra que el nivel de desarrollo financiero sigue siendo bajo comparado con países de mayor desarrollo económico.

Tabla 1. Uso del crédito bancario y medidas del mercado de créditos, varios países

| País | % de capital de trabajo financiado por bancos | % de firmas que financian capital de trabajo con crédito bancario | % de firmas con préstamos bancarios | Valor del colateral como % del préstamo | Créditos al sector privado como % PBI | Índice de desarrollo financiero base 100 |
|-----------|---|---|-------------------------------------|---|---------------------------------------|--|
| Argentina | 9% | 35% | 50% | 231% | 14% | 33 |
| Brasil | 22% | 47% | 62% | 75% | 57% | 59 |
| Chile | 18% | 47% | 74% | 190% | 102% | 51 |
| México | 8% | 28% | 43% | 200% | 26% | 40 |
| Uruguay | 6% | 23% | 45% | 214% | 25% | 22 |
| España | - | - | - | - | 152% | 87 |
| Australia | - | - | - | - | 127% | 90 |

Fuente: Encuesta de Empresas y WDI, Banco Mundial e Índice de Desarrollo Financiero, FMI

² Desconocemos la definición exacta de PyME utilizada en este indicador del BCRA.

³ Delimitamos como “productivo” al sector privado, personas jurídicas, no financiero no prestador de servicios financieros como las compañías de seguros. Si consideramos al total de créditos al sector privado no financiero, el crédito PyME es, en promedio para el mismo período, un 15%.

Castagnino et al. (2012) analizan para el caso argentino las relaciones entre el acceso al crédito y el desempeño en el mercado externo. Los autores construyen para el período 2001-2006 una base de datos de firmas argentinas, con datos de financiamiento doméstico e internacional. Los autores evidencian que el mayor acceso al crédito local esta positivamente correlacionado con el estatus exportador de la firma, incluso controlando por tamaño. Por su parte, entre los exportadores, los autores encuentran una correlación positiva entre el acceso al financiamiento externo y ciertas variables de desempeño como el volumen de exportaciones y el número de destinos.

Fuentes de información.

Para obtener una descripción más completa, precisa y actualizada de la situación del financiamiento PyME, analizaremos una base de datos propia, construida con datos de ANSES, AFIP, BCRA y Aduana. Además, en la sección siguiente, explotaremos este panel para extraer conclusiones sobre la capacidad de repago de las PyMEs exportadoras.

El panel construido contiene datos de todas las deudas de un amplio segmento de PyMEs industriales argentinas con el sistema bancario local durante el período 2007-2016. Posee el monto total de deuda que la PyME tiene con su contraparte financiera, así como la cantidad de días de incumplimiento de pagos y cierto grado de discriminación por tipo de préstamo. A nivel empresa, contiene datos anuales sobre la cantidad de empleados, salario, sector de actividad y valor y destino de las exportaciones de las PyMEs industriales argentinas. La frecuencia de este panel es anual y cubre los años comprendidos entre 2007 y 2016 al que nos referiremos en adelante como “período de análisis”. Esta base de datos no contiene otras formas potencialmente relevantes de financiamiento, como la compraventa de cheques de pago diferido a través del Mercado Argentino de Valores o el crédito comercial con proveedores y clientes.

Tabla 2. Resumen de variables del panel de datos

| Variable | Descripción | Resumen | | |
|--------------------|--|---------|--------------------------|-----------|
| | | Media | Mediana | DS. |
| Pyme | Identificador de la empresa titular de la deuda | | 37.005 pymes distintas | |
| Tipo de pyme | Actividad industrial según principal CLAE a 6 dígitos | | 23 actividades distintas | |
| Entidad financiera | Identificador de entidad financiera titular de la deuda | | 89 entidades distintas | |
| Tipo de deuda | Tipos de deuda según el préstamo que la origina | | <18 tipos distintos | |
| Deuda | Monto adeudado en dólares | 23601 | 2063 | 141900 |
| Mora | =1 si la demora en el pago de vencimiento supera 90 días | 0,028 | 0 | 0,1655 |
| Empleo | Promedio anual de cantidad de empleados | 26,48 | 16.83 | 24,98 |
| Salario | Salario promedio de la pyme en dólares | 1870 | 1751 | 831 |
| Exportación | Valor de las exportaciones de la pyme en dólares | 272.390 | 0 | 1.723.209 |
| Año | - | | 2007 - 2016 | |
| Observaciones | - | | 1.031.306 | |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

Para este trabajo, utilizamos una definición de PyME industrial amplia. En primer lugar, tomamos empresas que tengan un empleo promedio anual durante su existencia dentro del período 2007-2016 menor a 100 y mayor a 5. Estos límites en el nivel de empleados están en consonancia con la definición de PyME utilizada en la Encuesta de Empresas del Banco Mundial. A su vez, caracterizamos a una empresa como industrial si su principal código de actividad se

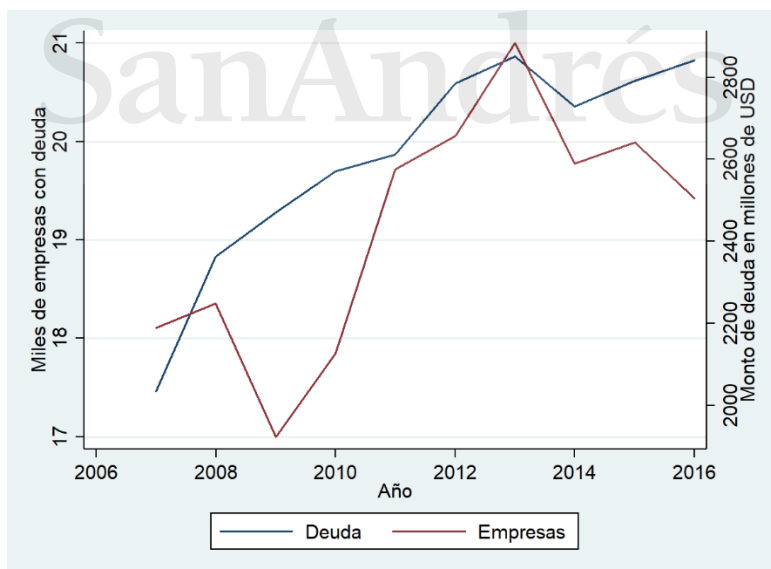
halla entre los dígitos 10000 y 329999 de la clasificación CLAE⁴. Adicionalmente, definimos como “exportadora” a una PyME si durante toda su existencia (dentro del período de análisis) exportó en promedio más de 10.000 dólares al año. En la tabla 1 se describen las variables del panel, que abarca el 37% de las empresas (PyMES o no) industriales argentinas con al menos 1 empleado registrado en el período de análisis y un 42% de los empleos industriales registrados.

Cabe señalar que este panel no es exactamente un panel de préstamos. El nivel de granularidad del panel está compuesto por la terna que identifica al prestamista, al prestador y el tipo de deuda. Es decir, que no podemos discernir en nuestro panel los casos donde una misma firma que contrae dos préstamos distintos, aunque del mismo tipo de préstamo (p.e. dos adelantos a cuenta corriente) con un mismo banco. Un caso así aparece integrado en una única observación en nuestro panel, y registra el total de la deuda de ambos préstamos. Sin embargo, el registro de distintos tipos de deuda incluso dentro de una misma relación entre prestamista y prestatario permite hacer una buena aproximación de un préstamo. Hecha esta aclaración, de aquí en adelante referiremos como préstamo a los registros de nuestro panel identificados por la terna prestamista-prestatario y tipo de préstamo.

El crédito y el número de PyMEs financiadas creció sostenidamente hasta 2013.

El gráfico 1 ilustra la evolución en el tiempo del total de deudas hacia el segmento PyME industrial, tal como fue definido en nuestro panel. Desde 2009 hasta 2013 creció el monto de financiamiento a PyMES a una tasa de crecimiento promedio del 11%. Sin embargo, en 2013 parece producirse un cambio de tendencia en la serie, reduciéndose desde el pico de 2.883 millones de dólares de 2013 a 2505 millones en 2016. La fase de expansión del crédito está acompañada por un continuo crecimiento de las empresas que toman deuda en el sistema bancario. Sin embargo, luego de 2013 se ameseta el número de PyMEs deudas bancarias en torno a las 20.667 empresas en promedio.

Gráfico 1. Monto total de deuda en millones de dólares y número de empresas PyME con deuda. 2007-2016.



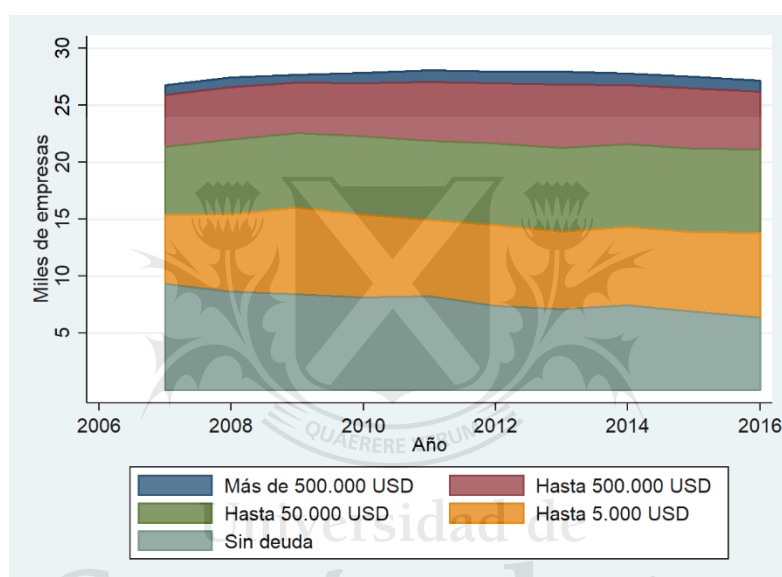
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

⁴ La única excepción a esta regla es la exclusión de este panel de las empresas productoras de aceite de soja y otros aceites (salvo oliva, que fue incluido), comprendidas en los CLAE 104011 y 104013.

El acceso al financiamiento bancario creció, pero más de la mitad de las empresas tiene menos de 5.000 dólares de deuda.

Si descomponemos a las empresas del panel por su monto de deuda, el primer elemento que llama la atención es el *bajo acceso al financiamiento*. En el gráfico 2 salta a la vista que, de un promedio anual de 27.633 PyMEs en total, el 53% tienen un monto de deuda de menos de 5.000 dólares o bien no tienen financiamiento alguno. A pesar de ello, se produjo un marcado decrecimiento de las empresas con financiamiento nulo en todo el período, que pasan de ser 9307 en 2007 a empresas a 6373 en 2016. En el caso de las empresas con financiamiento menor a 5.000 dólares, estas se reducen desde el pico de 2009 hasta 2013, pero a partir de ese año parecen amesetarse en torno a las 14.000 empresas. Este crecimiento inicial y posterior meseta es consistente con la evolución de las empresas presentada en el gráfico 1.

Gráfico 2. Número de PyMEs según monto de endeudamiento bancario. 2007-2016.



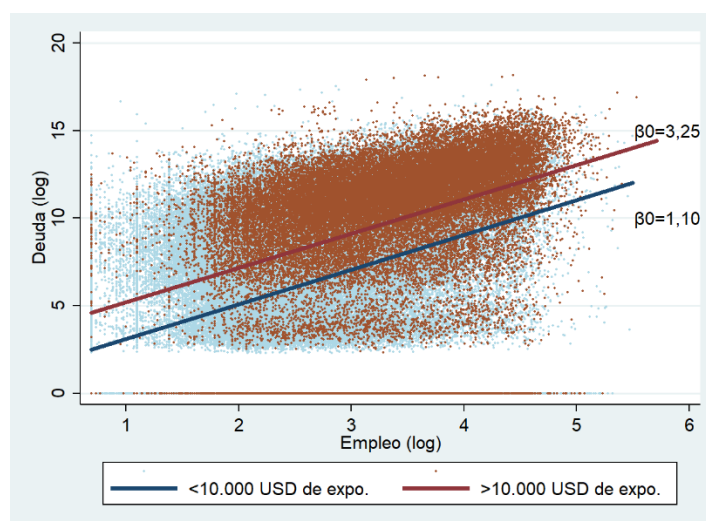
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

Al considerar montos más relevantes de deuda vemos que el número de empresas con estas deudas se mantiene estable. Solo el 27% de las empresas del panel tiene deudas de entre 5.000 y 50.000 dólares. Las empresas con montos más relevantes, de deudas que superan los 50.000 dólares, son solo un 20% del total de las empresas del panel.

Las PyMEs exportadoras tienen mayores deudas, aun controlando por el tamaño de la firma.

El monto de financiamiento tiene una correlación positiva con el tamaño de la firma. El gráfico 3 ilustra dicha correlación, tanto para las PyMEs exportadoras como no exportadoras. Si bien a mayor tamaño de firma los montos de deuda crecen en ambos grupos, los exportadores tienen un nivel de deuda en promedio mayor. Esto es capturado por el coeficiente β_0 de las rectas de ajuste, el cual para el grupo de los exportadores es casi 3 veces mayor. Es decir, que dado un tamaño, la firma exportadora promedio tiene un mayor monto de deuda bancaria.

Gráfico 3. Empresas exportadoras y empresas no exportadoras según tamaño y deuda. 2007-2017.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

Por otro lado, este gráfico muestra una notoria densidad de empresas exportadoras agrupadas en perfecta línea horizontal apenas sobre el eje de abscisas: son cerca de 1.638 empresas distintas que no tuvieron ningún tipo de deuda con el sector financiero en algún año local y que exportan más de 10.000 dólares anuales (aunque desconocemos si perciben otras fuentes de financiamiento como mercado de capitales, clientes, proveedores o provenientes del sector externo).

El sector alimenticio recibe más financiamiento, pero el sector de química, petroquímica y farmacéuticos es el más intensivo en financiamiento.

Para comparar la distribución del financiamiento a lo largo de los sectores, construimos la tabla 3, que muestra valores anuales promedio para 10 grupos de actividad económica.

Tabla 3. Empleo, deuda y exportaciones de PyMEs industriales, por grupos de actividad. 2007-2016.

| Sector | Empleo en cantidad de trabajadores | Deuda en millones de dólares | Exportaciones en millones de dólares | Deuda por trabajador en dólares | Exportaciones por trabajador en dólares |
|--------------------------|------------------------------------|------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|---|
| promedio anual 2007-2016 | | | | | |
| Alimentos | 109.312 | 523 | 995 | 4.780 | 9.104 |
| Prod. metalicos | 76.621 | 308 | 205 | 4.025 | 2.679 |
| Indumentaria | 76.359 | 248 | 221 | 3.253 | 2.898 |
| Mad. y papel | 64.308 | 229 | 72 | 3.556 | 1.124 |
| Piezas y eq. | 59.885 | 298 | 443 | 4.984 | 7.406 |
| Petro, química y farma | 35.597 | 386 | 515 | 10.835 | 14.454 |
| Caucho y plásticos | 35.019 | 192 | 159 | 5.472 | 4.527 |
| Automotriz | 27.778 | 139 | 138 | 5.011 | 4.985 |
| Ins. construcción | 17.320 | 61 | 42 | 3.551 | 2.406 |
| Otros | 9.939 | 50 | 101 | 4.981 | 10.114 |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

La industria de alimentos tiene el protagonismo en términos de escala. Es la que mayor tamaño exhibe en términos de empleados y a su vez en montos de deuda y volumen exportado.

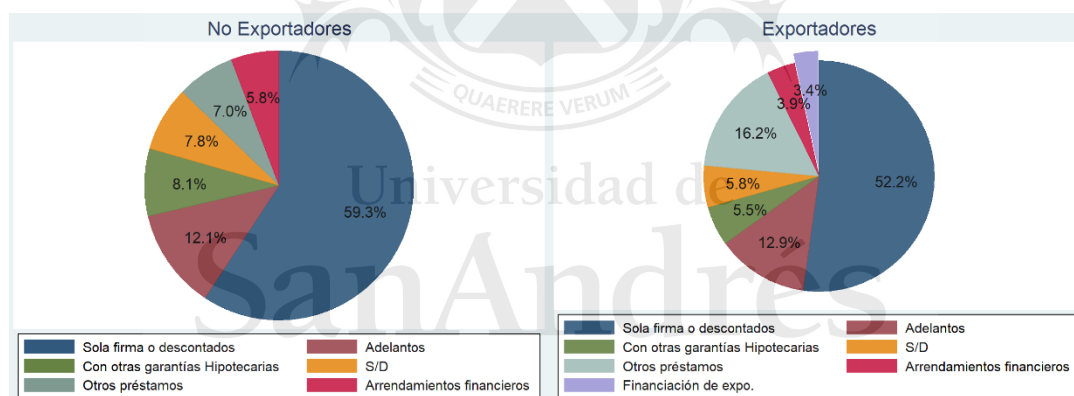
Sectores algo menores en términos de cantidad de empleados, como productos metálicos o indumentaria, no tienen niveles de deuda o exportación comparables a alimentación.

Este protagonismo del sector alimenticio se ve matizado utilizando medidas intensivas, como el monto de deuda o de exportación por empleado. Allí, la petroquímica, química y farmacia pasa a ser el sector de mayor intensidad de financiamiento y de mayores exportaciones por empleado, a pesar de ser un sector relativamente más pequeño en términos de empleo. Esta relación parece capturar el hecho de que la producción de este sector sea más capital intensiva.

El tipo de financiamiento bancario no cambia sustancialmente entre exportadores y no exportadores.

Por último, el gráfico 4 compara los tipos de préstamos destinados a las PyMEs exportadoras como a las no exportadoras⁵. A grandes rasgos, existen pocas discrepancias en el tipo de préstamos que demandan las firmas exportadoras y no exportadoras. Ambos grupos tienen más de la mitad de su deuda concentrada en documentos a sola firma, descontados o comprados, aunque este tipo de financiamiento es levemente menos predominante en las empresas exportadoras. En esta operación típica del financiamiento PyME, el banco le compra a la empresa un cheque a un valor descontado. Esta forma de financiamiento, de corto plazo, le permite a la empresa generar capital de trabajo necesario para su operación corriente.

Gráfico 4. Composición de la deuda de las PyMEs exportadoras y no exportadoras, según tipo de crédito. 2007-2016



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Aduana, AFIP, ANSES y BCRA.

Los adelantos en cuenta corriente son otra forma de financiamiento compartida por ambos grupos y de cierta relevancia, ocupando entre un 12% y 13% de la deuda con bancos y compañías financieras. La participación del crédito hipotecario y el arrendamiento financiero (*leasing*) son menores en ambos grupos y presentan participaciones comparables. Por último, llama la atención la baja participación del pre y financiamiento exportador en las PyMEs exportadoras, ocupando solo un 3% de la estructura de su deuda bancaria. La poca difusión de este último instrumento es notoria, en promedio para el período de análisis sólo se otorgaron 41 millones de dólares de financiamiento para un total de 2.900 millones de dólares de exportaciones del segmento PyME industrial.

⁵ Mantenemos el criterio de clasificar cada observación a nivel PyMEs-año si para ese año la empresa exportó más de 10.000 dólares.

C. Capacidad de repago de las PyMEs exportadoras

El propósito de esta sección es determinar las diferencias en la capacidad de repago entre exportadores y no exportadores, a partir del retraso que las empresas tienen con sus compromisos de deuda. En primer lugar, discutiremos los canales que pueden hacer que los exportadores cumplan sus compromisos de deuda con mayor frecuencia que los no exportadores. Luego, intentaremos establecer la magnitud de esta brecha de incumplimiento entre exportadores y no exportadores. Finalmente, estimaremos el efecto causal de la exportación sobre la demanda del sector externo. En la próxima sección analizaremos la robustez de los resultados aquí presentados.

El mecanismo por el cual los exportadores podrían lograr una mayor capacidad de repago y con ello menores episodios de incumplimiento que los no exportadores se basa en la posibilidad de los primeros de acceder a mercados que experimentan shocks distintos. Una empresa con acceso al mercado local y al internacional tiene más posibilidades suavizar el impacto de shocks negativos idiosincráticos de cada mercado, redireccionando el flujo de ventas. De este modo, este canal, que llamaremos de *diversificación de mercados*, reduce la volatilidad de sus beneficios y su capacidad de repago es mayor. Por ello, debería esperarse que el acceso a ambos mercados reduzca el incumplimiento de pagos.

Para que el canal de diversificación genere diferenciales en capacidad de repago de las firmas exportadoras y no exportadoras es necesario que el acceso a la exportación esté restringido para el segundo grupo. Una forma de interpretar esto es entendiendo a la exportación como una actividad que requiere incurrir en un costo fijo elevado. Este acceso costoso es ampliamente documentado por la literatura que enfatiza los costos fijos de exportar (por ejemplo, Das et al. 2007, estiman para el caso de Colombia un costo de estrada a los mercados externos de 334 a 430 mil dólares según la industria). En caso de que este costo de exportar no existiese, una empresa plenamente dedicada al mercado interno podría convertirse en exportadora con facilidad ante la caída de la demanda doméstica.

A menor correlación entre shocks negativos en el mercado doméstico y los mercados externos, mayores son las posibilidades de suavizar el impacto de distintos shocks por parte de la firma exportadora. En el caso del período analizado, 2006 a 2016, conviven shocks negativos globales (como la Gran Recesión) junto con shocks intrínsecos de cada mercado nacional. Dentro de estos últimos, las recesiones en el mercado doméstico (en los años 2012, 2014 y 2016) estuvieron asociados a un fuerte reajuste del tipo de cambio, generando mejores rendimientos en el mercado externo. Esto ilustra, a nivel macro, como las firmas exportadoras tienen la ventaja de poder compensar las caídas en la demanda doméstica a través de las ventas externas.

Gracias al canal de diferenciación las empresas exportadoras podrían evidenciar una menor mora respecto de los no exportadores en el repago de las deudas, *ceteris paribus* otras características de la firma. Así, compararemos la capacidad de repago de las empresas exportadoras versus las no exportadoras explotando la variabilidad del estatus exportador a lo largo de la vida de la firma a través del siguiente modelo general.

$$mora_{it} = \alpha expo_{it} + \beta controles_{it} + EF_i + EF_t + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

Mora es una dummy que tomará valor 1 si la empresa *i* en el año *t* supera un umbral de días de incumplimiento de sus compromisos de deuda. El umbral para el caso base será de 60 días. *Expo* es una dummy que toma valor 1 cuando la empresa *i* logra un volumen de exportación por encima de cierto umbral en el año *t*. El umbral base que tomaremos será de 10.000 dólares al

año. *Controles* representa un conjunto de características observables de la firma i en el año t , que detallaremos luego. Adicionalmente, aplicaremos una serie de efectos fijos (EF) a nivel firma y año, que nos permitirán controlar respectivamente las características intrínsecas de cada firma invariantes en el tiempo y las características intrínsecas de cada año que afectan transversalmente a todas las firmas.

El coeficiente α , que representa la brecha que tienen los exportadores por sobre los no exportadores sobre la mora, será nuestro parámetro de interés. La diversificación de mercados propia de la firma exportadora permitirá reducir el impacto de los shocks negativos sobre su capacidad de repago, por lo que tenderá a entrar con menor frecuencia en incumplimientos. Por esta razón, es de esperar que el coeficiente α sea negativo.

Ahora bien, la productividad de la firma, no incluida como variable en (a) puede interferir en la estimación de la brecha en la capacidad de repago. Una empresa más productiva puede explicar tanto un desempeño exitoso en el mercado externo como una mayor capacidad de repago. De hecho, la literatura que estudia las vinculaciones entre la heterogeneidad de las firmas y el éxito en el mercado externo enfatiza esta correlación positiva entre productividad y estatus exportador de las firmas (Bernard y Jensen, 1995, constituye un exponente temprano de esta literatura empírica). Por ello, idealmente quisiéramos aislar el efecto de la exportación del efecto de la productividad sobre la capacidad de repago. A falta de medidas directas, que nos permitan tener un mejor control de sus efectos, intentaremos reducir la injerencia de la productividad en nuestra estimación de α por tres vías.

En primer lugar, los efectos fijos a nivel firma capturarán cualquier característica propia de la firma invariable en el tiempo, incluyendo algún aspecto de la productividad. En segundo lugar, controlaremos también por la escala de la firma, aislando la parte de la productividad que puede estar correlacionada con el tamaño de la firma. En tercer lugar, al utilizar el salario como control, capturaremos en parte la productividad laboral que sea específica de la firma, pero variable en el tiempo. Sin embargo, estos controles pueden no ser suficientes para separar la productividad de la condición de exportador, por lo que posibles filtraciones del efecto de la productividad también quedarían capturadas por la brecha α .

Procesamiento de datos.

Para realizar nuestras estimaciones, en primer lugar, colapsamos el panel original de 953.374 préstamos a lo largo de 10 años en un panel de 37.005 firmas distintas a lo largo del mismo período. Esto implica transformar los montos de deuda y mora, definidos a nivel préstamo. El procedimiento para el caso de la deuda es sencillo, puesto que la deuda total de la firma para cierto año corresponde a la suma de los montos de deuda a lo largo de todos sus préstamos. Por su parte, la agregación de la mora a nivel firma se realizó a través de un promedio de distintas categorías de mora (más de 30, 90, 180 o 365 días) ponderado por el monto de deuda. Este promedio es redondeado para interpretarlo de forma análoga a las categorías de mora presentada. A través de este procedimiento evitamos etiquetar como morosa (a 90 días, por ejemplo) a una firma únicamente por la mora en un préstamo que, en relación al total de su deuda, es de poca relevancia.

Sobre nuestro panel de 37.005 firmas distintas, realizamos cinco recortes sucesivos antes de estimar nuestro parámetro de interés. El primero de ellos consiste en eliminar del panel las empresas sin acceso financiero. Identificamos como empresas sin acceso financiero a aquellas que tengan en promedio menos de 5.000 dólares de deuda por año en toda su existencia. Esto

nos permite evitar comparaciones espurias entre firmas con y sin acceso relevante al crédito bancario. Así el total de 37.005 firmas se reduce a 18.525.

El segundo consiste en eliminar los años donde las firmas no poseen ninguna deuda, puesto que no puede entrar en moratoria una firma que no tiene deuda alguna. Esto implica un recorte de 12.895 observaciones de un total de 159.830 a nivel firma-año, pero no se pierden firmas en este paso.

Como señalamos al inicio de esta sección, buscamos dar un paso más allá de estimar la brecha en la mora entre exportadores *ceteris paribus*, intentando estimar el efecto causal de la exportación en la probabilidad de incumplimiento. Para ello, utilizamos un instrumento que detallaremos más adelante. Sin embargo, en esta parte del trabajo debemos adelantar lo siguiente. Este instrumento requiere un tercer recorte, que consiste en dividir el panel temporalmente en dos. El período 2007-2009 será utilizado para computar las participaciones de los destinos comerciales en las exportaciones de las firmas. Por su parte, las observaciones de 2010-2016 serán las utilizadas para estimar el parámetro de interés. Con este fin, mantenemos únicamente las observaciones de este último período.

También debido a la construcción de nuestra variable instrumental, eliminamos cualquier firma que no exportó durante 2007-2009. El motivo de este cuarto recorte será discutido con mayor profundidad a la hora de construir nuestra variable instrumental. Sin embargo, en este momento es relevante señalar que esto afectará a la interpretación de nuestros resultados. La reducción de nuestro universo a firmas que hayan tenido alguna exportación entre 2007-2009 homogeniza las diferencias entre las firmas que quedan en nuestro panel. Pero, como veremos luego, este costo ya ha sido asumido, puesto que explotaremos la variabilidad del estatus exportador a lo largo de la historia de la firma.

Si bien el tercer y cuarto recorte no son necesarios para describir los datos o para las regresiones que no utilizan la variable instrumental, queremos mantener la comparabilidad de los distintos estadísticos que presentaremos en esta sección. Así, producto del alcance restringido de nuestro instrumento nos quedan 5.066 firmas distintas de las 12.895 con las que contábamos antes de armar el instrumento.

En quinto y último lugar, balanceamos el panel manteniendo solamente las observaciones correspondientes a firmas que están operativas durante los 7 años. Con ello, intentamos reducir posibles sesgos de selección puesto que es razonable esperar que la firma que entre en una mora grave tienda a desaparecer de la muestra puesto que deja de producir. Como desconocemos si este efecto puede ser mayor en exportadores respecto de no exportadores, preferimos eliminar las firmas que no están operativas todo el período, aún a costa de eliminar los episodios más graves de default. Como resultado, de las 5.066 firmas restantes del paso anterior, sobreviven 3.923 firmas.

En resumen, producto de los cinco recortes señalados, del panel desbalanceado de 953.374 préstamos a lo largo de 10 años correspondientes a 37.005 firmas distintas pasamos a un panel balanceado de 3.923 firmas distintas a lo largo de 7 años. La distribución de las variables de nuestro nuevo panel de firmas se resume en la tabla 4. Como mencionamos, *Mora mayor a 90 días* toma valor 1 cuando los incumplimientos de las obligaciones del préstamo superan los 90 días. Por su parte, *Expo. mayor a 10k USD* clasifica como tal a una empresa que exporte más de 10.000 dólares al año. También presentamos mediciones alternativas de la incidencia de mora y estatus exportador. Además, como anticipamos, disponemos un conjunto de variables de control. Por un lado, intentaremos capturar la escala de la firma con el número de empleados, a

falta de información más precisa como el volumen de ventas. Por el otro, disponemos de otras características de la firma, relativas a la escala: el valor de la deuda por empleado, las exportaciones por empleado y el salario promedio.

Tabla 4. Resumen de la distribución de variables del panel utilizado para el análisis estadístico.

| Variables | (1) Observaciones | (2) Media | (3) D.E. | (4) p25 | (5) p50 | (6) p75 |
|--------------------------|----------------------|--------------|-------------|------------|------------|------------|
| Mora mayor a 90 días | 27.461 | 0,0253 | 0,157 | 0 | 0 | 0 |
| Mora mayor a 30 días | 27.461 | 0,0357 | 0,186 | 0 | 0 | 0 |
| Mora mayor a 180 días | 27.461 | 0,0204 | 0,141 | 0 | 0 | 0 |
| Expo. mayor a 10k USD | 27.461 | 0,595 | 0,491 | 0 | 1 | 1 |
| Expo. mayor a 50k USD | 27.461 | 0,457 | 0,498 | 0 | 0 | 1 |
| Expo. mayor a 100k USD | 27.461 | 0,373 | 0,484 | 0 | 0 | 1 |
| Expo. por empleado (USD) | 27.461 | 16.027 | 76.703 | 0 | 1.279 | 9.582 |
| Empleo (cantidad) | 27.461 | 34,99 | 26,18 | 14,58 | 27,42 | 48,92 |
| Salario (USD) | 27.461 | 2.276 | 939,6 | 1.713 | 2.087 | 2.636 |
| Deuda por empleado (USD) | 27.461 | 9.570 | 40.156 | 1.296 | 3.667 | 9.263 |

Nota: *Mora mayor a 90 días* es una variable dummy que toma valor 1 si la empresa supera los 90 días de incumplimiento de pagos de sus deudas. Análogamente, *Mora mayor a 30 y 180 días* son dos variables dummies que toman valor 1 si los incumplimientos superan dicho umbral de días. *Expo. mayor a 10k USD* es una variable dummy que toma valor 1 si la empresa exportó más de 10.000 USD en el año. De la misma forma, *Expo. mayor a 50k USD y 100k USD* son variables dummies que toman valor uno si las exportaciones anuales superan los respectivos umbrales. *Expo por empleado* es el volumen de exportación en dólares dividido el total de empleados de la firma. *Empleados* representa la cantidad de trabajadores registrados de la firma en el año; *Salario* representa el salario medio de la firma en dólares; *Deuda por empleado* es el monto total de deuda (convertida a dólares) por cantidad de empleados de la firma. El panel comprende 3.923 empresas distintas medidas a lo largo de 2010 a 2016 inclusive.

Antes de pasar a las estimaciones, buscamos establecer magnitudes de referencia para brecha en la moratoria de exportadores y no exportadores. Del total de préstamos registrados en nuestro panel, un 2.53% se halla en mora mayor a 90 días. Ahora si comparamos entre préstamos otorgados a firmas exportadoras y no exportadoras, el incumplimiento promedio es de un 4.25% contra un 1.36% respectivamente. Esta brecha, de aproximadamente 2,88 p.p., se mantiene incluso cuando hacemos la misma comparación segmentando por distintos niveles de empleo, como se muestra en la tabla 5.

Tabla 5. Empresas en mora, por estatus exportador y tamaño de firma

| Tamaño de firma | % de firmas en mora mayor a 90 días | | | Brecha (1)-(2) |
|----------------------|-------------------------------------|-----------------|--------------|----------------|
| | No exportadora (1) | Exportadora (2) | Total | |
| De 1 a 10 empleados | 4.36% | 1.58% | 3.28% | 2.78% |
| De 11 a 20 empleados | 3.69% | 1.14% | 2.33% | 2.55% |
| De 21 a 40 empleados | 4.97% | 1.16% | 2.67% | 3.80% |
| Más de 41 empleados | 3.89% | 1.58% | 2.24% | 2.31% |
| Total | 4.25% | 1.36% | 2.53% | 2.88% |

Nota: Los porcentajes son calculados como el cociente entre las observaciones a nivel empresa-año que están en mora sobre el total de empresas-año dentro de cada categoría. Cada observación se clasifica por tamaño de firma según el empleo en cada año. Cada observación se categoriza como (no) exportadora si (no) supera los 10.000 dólares anuales de exportación.

Estimación de la brecha empírica y el impacto causal

La brecha de incidencia en la mora entre exportadores y no exportadores puede ser expresada de forma más precisa a través una serie de regresiones que explotan la variabilidad del estatus exportador de las firmas. En la tabla 6 se presentan los resultados de una sucesión de especificaciones de la ecuación (a) presentada al inicio de esta sección.

El modelo lineal simple (I), por construcción, arroja como resultado la diferencia entre el promedio de la incidencia de mora en ambos grupos, tal como la habíamos computado en la

tabla 5. Cuando agregamos nuestros controles (II), la brecha de la incidencia de la mora entre los grupos exportadores y no exportadores se reduce levemente, a 2,52%. Tanto el tamaño de la firma como los salarios tienen coeficientes de correlación parciales no significativos. Por el contrario, el tamaño de la deuda (relativo al tamaño de la firma) se muestra correlacionando negativamente con la probabilidad de mora. Si bien a priori uno esperaría que, a mayor volumen de deuda, mayor riesgo y por ende mayor probabilidad de default, por lo que este resultado sería contraintuitivo a primera vista. Una explicación posible es que, a mayor monto de deuda, los costos del default sean mayores, por lo que la empresa prefiere cumplir con mayor rigurosidad sus compromisos.

El modelo lineal múltiple (II) nos permite explotar la variabilidad del estatus exportador tanto en el eje longitudinal como transversal. Sin embargo, dado que nuestro set de controles es limitado, corremos el riesgo de omitir variables relevantes, que si están correlacionadas con algunos de nuestros regresores, pueden sesgar los resultados. Para reducir el sesgo de variables omitidas, estimamos el modelo de efectos fijos por firma y por año (III), el cual controla por cualquier característica no observada de la firma que sea invariante en el tiempo y por cualquier característica intrínseca de cada año que afecte de igual forma a todas las firmas. El costo de este modelo de mayor ajuste es perder la comparabilidad transversal, explotando únicamente la variabilidad del estatus exportador de cada firma a lo largo de su historia.

Tabla 6. Estimaciones de la brecha de incidencia y del efecto causal del estatus exportador sobre la mora

| Variables | (1) | (2) | (3) | (4-II etapa) | (4-I etapa) |
|-------------------------|--------------------------|----------------------------|-------------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|
| | Lineal Simple Mora>90 | Lineal Múltiple Mora>90 | Efectos Fijos (EF) Mora>90 | EF+ Variable Instrumental Mora>90 | Variable Instrumental Expo>10k |
| Expo>10k | -0,0288*** (0,0039) | -0,0252*** (0,0039) | -0,0120*** (0,0034) | -0,0516 (0,1449) | 0,1234*** (0,0117) |
| Empleados (log) | - | 0,0005 (0,0029) | -0,0635*** (0,0081) | -0,0586*** (0,0196) | 0,0162 (0,0169) |
| Salario (log) | - | -0,0136* (0,0071) | -0,0340*** (0,0114) | -0,0333*** (0,0118) | 0,0074*** (0,0022) |
| Deuda por emp. (log) | - | -0,0049*** (0,0012) | -0,0101*** (0,0015) | -0,0098*** (0,0019) | 0,1234*** (0,0117) |
| Demanda externa | - | - | - | - | 0,0010*** (0,0004) |
| Observaciones | 27.461 | 2.461 | 27.461 | 27.461 | |
| EF firma | no | no | si | si | |
| EF año | no | no | si | si | |
| Est. F Cragg-Donald | - | - | - | 11,71 | |
| Est. F Kleibergen-Paap | - | - | - | 6,824 | |

Nota: *Mora>90* es una variable dummy que toma valor 1 si se producen más de 90 días de incumplimiento de pagos de vencimientos de deuda. *Demanda externa* es el promedio del crecimiento de las importaciones de los destinos de cada firma, ponderados por la participación de los destinos en las exportaciones del sector durante el período 2007-2009. *Expo>10k* es una variable dummy que toma valor 1 si la empresa exportó más de 10.000 USD en el año. *Empleados (log)* representa el logaritmo de la cantidad de trabajadores registrados de la firma en el año. *Salario (log)* representa el logaritmo del salario medio de la firma en dólares. *Deuda por emp. (log)* es el logaritmo del stock deuda bancaria (convertida a dólares) por cantidad de empleados de la firma. *EF firma* denota las especificaciones con efectos fijos a nivel firma, mientras que *EF año* denota las especificaciones a nivel año. *Est. F de C-D* corresponde al estadístico F de Cragg-Donald, mientras que *Est. F de K-P* corresponde al estadístico F de Kleibergen-Paap. Errores standard con clústeres a nivel firmas entre paréntesis, *=*p*-valor<0.10 **=*p*-valor<0.05 ***=*p*-valor<0.01

Los resultados del modelo con efectos fijos (III) muestran que buena parte de la brecha en la incidencia de la mora entre exportadores y no exportadores estimada en los modelos anteriores es capturada por los efectos fijos. Es decir, que, controlando por características inobservadas intrínsecas a la firma o el año, la brecha de la incidencia de la mora es menor: 1,20% bajo la especificación III, en comparación a 2,52% estimada en la especificación II. Asimismo, esta

especificación muestra que la cantidad de empleados, el salario y el tamaño de la deuda si están correlacionados parcialmente con la mora, una vez que corregimos por variables omitidas.

Como mencionamos en la subsección anterior, la productividad de la firma es la principal variable de la cual no tenemos mediciones directas. La inclusión de efectos fijos nos ayuda a lidiar con la falta de medidas directas de la productividad de las firmas. Aunque es esperable que la productividad de las firmas sea variante en el tiempo, los efectos fijos a nivel firma nos permiten absorber grandes diferencias de nivel la productividad entre las firmas, puesto que este conjunto de *dummies* capturará el promedio de productividad de cada firma. Asimismo, como mencionamos también en la subsección anterior, tanto la cantidad de empleados como los salarios ayudan a capturar dimensiones de la productividad correlacionadas con la escala y la productividad laboral.

La productividad, o cualquier otra medida no observada, pasa a ser un problema para nuestra estimación si está correlacionada con los regresores observados. Es factible que firmas más productivas tengan mayor tamaño, paguen mejores sueldos o que sean exportadoras con mayor probabilidad. Para proveer evidencia sobre la existencia de regresores endógenos, corremos un test de sobreidentificación semejante al tradicional test de Hausman para comparar modelos de efectos fijos con modelos de efectos aleatorios. En este caso, utilizamos un análogo que se adapta de manera directa al contexto de heterocedasticidad propuesto (clusters a nivel firma) que es asintóticamente equivalente al test de Hausman habitual. Este test de sobreidentificación arroja un p-valor menor a 1%⁶⁶, por lo que las variables no observadas a nivel firma (productividad) parecen estar correlacionadas con los regresores observados.

Sin embargo, la inclusión de efectos fijos a nivel firma no está libre de costos. Cuando introducimos estos efectos, pasamos a explotar la variabilidad longitudinal del estatus exportador para identificar la brecha. Dicho de otro modo, aquellas firmas que siempre exportan o que nunca exportan no aportarán variabilidad relevante para determinar la brecha, sino que serán absorbidas por los efectos fijos. Por el contrario, los cambios de estado relevantes para estimar la brecha serán los provistos por firmar intermitentemente exportadoras. En términos concretos, de nuestra muestra (luego de los recortes) de 3.923 firmas, el 57% no cambia de estatus exportador, mientras que 20% lo hace solo una vez, 13% lo hace solo dos veces y el resto más de dos veces a lo largo de los 7 años del período. Así, la estimación por efectos fijos relega al 57% de las firmas, ya que son siempre exportadoras o nunca exportadoras, en la estimación de la brecha.

Aún más, la interpretación de la brecha estimada por efectos fijos supone que los beneficios de exportar son inmediatos. Producto de la variabilidad longitudinal que explota, bajo esta especificación la firma gana (o pierde) las ventajas de la diversificación de mercados inmediatamente al superar (o caer debajo) el umbral de exportaciones impuesto. Producto de este supuesto, es esperable la reducción de la brecha estimada bajo efectos fijos, puesto que además de corregir el sesgo por omisión de variables, estamos comparando firmas intermitentes en su estatus exportador, más parecidas entre ellas que la distancia que separa a las características de las firmas siempre exportadoras de las nunca exportadoras.

A pesar de esta última estimación más precisa de la *brecha (ceteris paribus) en la incidencia de mora entre exportadores y no exportadores*, esta estimación *no representa el efecto causal de la*

⁶⁶ El estadístico Sargan-Hansen del test arroja un valor de 70,021 y tiene una distribución chi-cuadrado con 4 grados de libertad.

exportación sobre la probabilidad de entrar en mora. Incluso si dispusiésemos de una medida directa de la productividad de la firma, tampoco sería suficiente para estimar dicho efecto.

Para intentar estimar el efecto causal debemos resolver un problema de endogeneidad. Este se puede ilustrar a partir del siguiente ejemplo. En principio, la firma puede dejar de honrar sus deudas porque caen sus ventas externas, con ello sus ingresos totales, incidiendo en su capacidad de repago. Sin embargo, también es posible un efecto en sentido inverso: por ejemplo, producto de un incumplimiento de sus obligaciones de deuda, una empresa puede experimentar una reducción o encarecimiento del financiamiento. Esto a su vez puede incidir negativamente sobre sus ventas al mercado externo, producto de esta falta de financiación.

En este ejemplo, el efecto de la mora sobre la disponibilidad de crédito de la firma hace que la brecha estimada no pueda ser interpretada como un efecto propiamente causal. Este último, sería menor en módulo al estimado por la brecha si asumimos que el efecto de la mora sobre la exportación es negativo, en línea con el ejemplo brindado.

Para cortar con este problema de endogeneidad y estimar el impacto causal de la exportación sobre la mora, proponemos instrumentar el estatus exportador con la demanda de los mercados externos. La estructura de estos instrumentos se inspira en el que Brambilla et al. (2012) utilizan para instrumentar la intensidad exportadora de las firmas argentinas, a partir de variables posteriores a la devaluación de Brasil en 1998 y las participaciones del comercio bilateral entre Argentina y Brasil previas a este episodio.

El primer paso para construir nuestra variable instrumental es dividir temporalmente la muestra en dos. Tomando solamente los datos de los primeros 3 años⁷ (2007-2009 inclusive), obtenemos la participación (w) de cada destino (j) en las exportaciones (x) totales la firma⁸.

$$w_j = \frac{\sum_t x_{jt}}{\sum_{jt} x_{jt}} \quad \forall 2007 \leq t \leq 2009$$

Usando estas participaciones (w), nuestro instrumento será un promedio ponderado a lo largo de los distintos destinos de exportación (j) determinados en el paso anterior, del crecimiento de las importaciones totales (g) de los destinos, manteniendo fijas las ponderaciones y solo para los últimos 7 años de la muestra:

$$\sum_{jt} w_j g_{jt} \quad \forall 2010 \leq t \leq 2016$$

Intuitivamente, el instrumento construido puede ser interpretado como el crecimiento ponderado de la demanda externa que enfrenta cada firma en un año correspondiente.

Como señalamos, los recortes del panel necesarios para la construcción de la variable instrumental, que resumimos en la subsección anterior, tienden a homogenizar las diferencias entre las empresas, puesto que sólo trabajaremos con empresas que fueron exportadoras al menos en durante el período 2007-2010. Si bien esto en teoría puede significar una menor brecha real entre las empresas que mantienen su estatus exportador y las empresas que lo pierden, este costo ya ha sido asumido. Como señalamos, la inclusión de efectos fijos en nuestra estimación captura los niveles de mora de las empresas que exportan siempre o no exportan

⁷ Esta división temporal necesaria para la construcción del instrumento es la razón del tercer recorte que adelantamos en la subsección anterior.

⁸ Nótese que los ponderadores estarán definidos exclusivamente para las firmas que tuvieron alguna exportación en el período 2007-2009. Esta es la razón, como adelantamos en la subsección anterior, de la pérdida de observaciones de empresas que no exportaron en este período

nunca durante 2010-2016. Dicho de otra forma, la variabilidad que explota son los cambios en el estatus exportador de las firmas, capturando las diferencias en la incidencia de mora asociadas a la pérdida o recuperación del estatus exportador. Por ello, la inclusión de efectos fijos ya acota la brecha potencial, puesto que compara sólo empresas que entran y salen del mercado externo durante 2010-2016, en definitiva, un grupo más homogéneo de firmas respecto de las posibles diferencias entre las empresas que siempre exportan y las que nunca exportan.

Con la demanda externa como instrumento buscamos cortar la endogeneidad entre el estatus exportador y la mora, extrayendo el componente exógeno del estatus exportador. Esto implica suponer que variación de demanda de los mercados externos no se ve influida por la decisión de incumplir los compromisos de un préstamo. Procedemos a estimar por mínimos cuadrados en dos etapas el efecto causal del estatus exportador en la probabilidad de que una firma entre en mora. La tabla 6 también incluye los resultados tanto de la primera como de la segunda etapa de estimación (4 – I etapa y 4 – II etapa).

Los resultados de la estimación por variables instrumentales (4 – II etapa) sugieren a primera vista que la condición de exportador no genera una disminución significativa en la probabilidad entrar en mora. Es decir, que, a pesar de haber constatado una brecha en la incidencia de la mora entre exportadores y no exportadores, no encontramos evidencia que apoye un efecto causal significativo del estatus exportador sobre la mora, a un mismo nivel del empleo, salario y el volumen de deuda, así como controlando por características idiosincráticas de cada empresa invariantes en el tiempo y de cada año transversales a todas las empresas.

Sin embargo, la fuerza de nuestro instrumento no es contundente, lo que nos lleva a reconsiderar el resultado de la estimación. Si bien a primera vista, el estadístico F de Cragg-Donald de 11,71 supera el umbral habitualmente utilizado de 10 para determinar la fuerza de un instrumento, esta comparación no es un test válido por dos razones. En primer lugar, nuestras estimaciones son robustas a la presencia de clústeres a nivel firma. La utilización del estadístico F de Cragg-Donald no contempla este caso de heterocedasticidad, debiendo ser por un estadístico que se adapte a este contexto. Este es el estadístico F de Kleibergen-Paap, cuyo valor es de 6.824, sustancialmente menor. En segundo lugar, si bien el *benchmark* de 10 es ampliamente utilizado como regla de decisión, Stock y Yogo (2005) brindan una definición más precisa de debilidad y establecen una de serie de valores críticos de referencia contra los cuales comparar nuestro estadístico F (de Kleibergen-Paap, en nuestro caso). Estos umbrales se definen según el nivel de máximo de distorsión en la significatividad que estemos dispuestos a asumir para la prueba de hipótesis nula sobre el valor del coeficiente de interés, distorsión que surge precisamente del método de estimación en dos etapas. Del contraste del estadístico F de Kleibergen-Paap obtenido (6,824) contra un valor crítico estándar (16.38, correspondiente a un grado de significatividad máximo de 10%), concluimos que nuestro instrumento es débil⁹. En resumen, si bien el estadístico F de Cragg-Donald y la regla de decisión habitual parecerían mostrar un instrumento fuerte pero cercano al umbral límite, la corrección por heterocedasticidad y la utilización de un umbral más preciso revela la debilidad del instrumento.

Dado que el instrumento no es suficientemente fuerte como para despejar cualquier cuestionamiento, todavía podría sostenerse nuestra hipótesis de que el acceso a los mercados externos genera una mayor capacidad de repago. Existe al menos una razón en el método de estimación estándar que utilizamos que podría estar llevándonos a estimar un efecto causal tan

⁹ El valor obtenido del estadístico F de Kleibergen-Paap (6,824) se halla entre los valores críticos de 8.96 y de 6.66 correspondientes a una significatividad máxima de 15% y 20% respectivamente.

pequeño como para no ser significativo. Como señalamos a la hora de estimar la brecha con efectos fijos, al explotar la variabilidad en el tiempo del estatus exportador, nuestra estimación del coeficiente de interés captura la variabilidad que aportan las firmas que entran y salen de los mercados externos. Es plausible de suponer que las diferencias de las firmas con estatus exportador variable sean menores a las diferencias entre las firmas que exportan siempre versus las que no exportan nunca. Así, la brecha en la mora entre firmas con una variabilidad en su historial exportador podría no llegar a ser lo suficientemente grande para resistir una prueba de significatividad. La falta de más características observables de la firma, en especial la productividad, nos obliga a recurrir a los efectos fijos a nivel firma y por ende a un instrumento que explota la variabilidad temporal del panel, como lo es el crecimiento de la demanda externa. Por el contrario, bajo un set más amplio de controles podríamos explotar la variabilidad transversal del estatus exportador y plantear un instrumento alternativo que aproveche esta última fuente de variabilidad, para comparar empresas exportadoras y no exportadoras de forma directa.

En conclusión, este análisis de nuestro panel aporta evidencia sobre la existencia de una brecha en la incidencia de la mora entre empresas exportadoras y no exportadoras. La brecha promedio, es de 2,88 p.p. menos de incidencia de mora entre los exportadores. Si controlamos por niveles de empleo, salarios, deuda y características intrínsecas de cada firma y de cada año, la brecha se reduce a 1,20 p.p. A pesar de que esta última brecha estimada puede estar controlando mejor las diferencias de productividad entre la firma, al explotar la intermitencia del estatus exportador de la firma a lo largo del tiempo, estamos suponiendo que los beneficios de exportar son tan volátiles como el estatus exportador de la firma. Cuando procuramos estimar el efecto causal entre el estatus exportador y la incidencia de la mora a partir de la variabilidad del estatus exportador en la vida de la firma y la exposición a la demanda externa, los resultados muestran que el instrumento utilizado no es lo suficientemente fuerte.

D. Análisis de robustez

En esta sección mostraremos la robustez de nuestras estimaciones ante definiciones y especificaciones alternativas a las utilizadas en la sección anterior. En primer lugar, analizaremos la estimación de la brecha en la incidencia de la mora entre exportadores y no exportadores, *ceteris paribus*. Para ello, tomaremos como base la estimación con efectos fijos (3) presentada en la tabla 6, a la que identificamos ahora como (1) en la nueva tabla 7. Usaremos esta especificación como pivote, para mostrar cómo la utilización de definiciones alternativas de mora o del estatus exportador afectan la brecha estimada.

Las especificaciones (2) y (3) muestran la estimación de la brecha utilizando un umbral alternativo para establecer la incidencia de la mora. Al identificar moras de más de 30 días, la brecha entre exportadores y no exportadores crece en módulo a 1,44 p.p. Por el contrario, un ante umbral más exigente de 180 días, la brecha se achica, a 1,09 p.p.

Las especificaciones (4) y (5) aumentan el umbral de exportaciones anuales utilizado para identificar a una empresa exportadora. Al aumentar este umbral, la brecha en la mora se reduce. Con 10.000 dólares anuales, la brecha es de 1,20 p.p., cuando usamos 50.000 dólares anuales, la brecha cae a 0,89 p.p. mientras que ya en 100.000 dólares anuales la brecha es de 0,79 p.p. y pierde grados de significatividad. Esta reducción de la brecha ante mayores umbrales para definir el estatus exportador es esperable, ya que se pone en juego un efecto de composición de grupos. Al aumentar el umbral de exportaciones anuales pasamos a identificar como no exportadores a empresas que exportan un monto significativo pero menor al umbral y

que son relativamente buenos cumplidores. Así, el cumplimiento promedio de los no exportadores bajo el umbral más exigente crece y se acerca al de los exportadores bajo esta definición más exigente de estatus exportador.

Tabla 7. Robustez de la brecha de incidencia de la mora entre exportadores y no exportadores, estimada por MCO.

| VARIABLES | (1) Mora>90 | (2) Mora>30 | (3) Mora>180 | (4) Mora>90 | (5) Mora>90 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Expo>10k | -0,0120*** -0,0034 | -0,0144*** -0,0039 | -0,0109*** -0,0032 | | |
| Expo>50k | | | | -0,0089*** -0,0034 | |
| Expo>100k | | | | | -0,0079** -0,0038 |
| Empleados (log) | -0,0635*** -0,0081 | -0,0769*** -0,0082 | -0,0511*** -0,0081 | -0,0639*** -0,0081 | -0,0641*** -0,0081 |
| Salario (log) | -0,0340*** -0,0114 | -0,0345*** -0,0133 | -0,0255* -0,0141 | -0,0340*** -0,0114 | -0,0340*** -0,0114 |
| Deuda por emp. (log) | -0,0101*** -0,0015 | -0,0147*** -0,0017 | -0,0074*** -0,0013 | -0,0101*** -0,0015 | -0,0101*** -0,0015 |
| Observaciones | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 |
| EF firma | si | si | si | si | si |
| EF año | si | si | si | si | si |

Nota: *Mora>90* es una variable dummy que toma valor 1 si se producen más de 90 días de incumplimiento de pagos de vencimientos de deuda. *Mora>30* y *Mora>180* corresponden a variables dummies análogas a la anterior, donde se cambia el umbral de días a 30 o 180 respectivamente. *Demanda* externa es el promedio del crecimiento de las importaciones de los destinos de cada firma, ponderados por la participación de los destinos en las exportaciones del sector durante el período 2007-2009. *Expo>10k* es una variable dummy que toma valor 1 si la empresa exportó más de 10.000 USD en el año. *Expo>50k* y *Expo>100k* corresponden a variables dummies análogas a la anterior, donde se cambia el umbral de dólares exportados a 50.000 o 100.000 respectivamente. *Empleados (log)* representa el logaritmo de la cantidad de trabajadores registrados de la firma en el año. *Salario (log)* representa el logaritmo del salario medio de la firma en dólares. *Deuda por emp. (log)* es el logaritmo del stock deuda bancaria (convertida a dólares) por cantidad de empleados de la firma. *EF firma* denota las especificaciones con efectos fijos a nivel firma, mientras que *EF año* denota las especificaciones a nivel año. Errores standard con clústeres a nivel firmas entre paréntesis, *=*p*-valor<0.10 **=*p*-valor<0.05 ***=*p*-valor<0.01

El segundo análisis de robustez es realizado sobre la estimación del efecto causal del estatus exportador sobre probabilidad de entrar en mora. Tomando como base la especificación con variables instrumentales y efectos fijos presentada en la tabla 6 bajo el título “4 - II etapa”, la tabla 8 vuelve a mostrar este resultado (1) y lo compara de forma pivotante con especificaciones alternativas.

Las especificaciones (2) a (6) proponen variaciones sobre los umbrales para medir la incidencia de la mora y el estatus exportador, de forma análoga a las variaciones realizadas en la tabla 7. Para los casos (2) a (3), se altera el umbral de días para considerar que una empresa entra en mora. Dado que el instrumento y la variable instrumentada permanecen inalterados respecto de (1), los mismos comentarios sobre la debilidad del instrumento aplican a este caso.

Las especificaciones (4) y (5) cambian el umbral utilizado para definir el estatus exportador, a 50.000 y 100.000 dólares anuales respectivamente. De forma semejante, la especificación (6) sustituye a la *dummy* referida al estatus exportador la intensidad exportadora de la empresa, definida como (el logaritmo de) el volumen de exportaciones por empleado. Utilizando cualquier de las especificaciones (4) a (6), el instrumento no dar un salto sustancial en su fuerza. Sin embargo, la debilidad del instrumento, relativa al caso base (1) crece cuando aumentamos los umbrales para determinar el estatus exportador (4 y 5) y disminuye cuando utilizamos la intensidad exportadora (6). En cualquier caso, nos hallamos en un escenario similar al caso base

donde la debilidad de nuestro instrumento se evidencia cuando utilizamos los estadísticos y umbrales apropiados para un contexto de heterocedasticidad.

Las especificaciones (7) y (8) cambian la definición del instrumento utilizado. En el caso (7), se reemplaza la utilización de la demanda externa en la construcción del instrumento por el crecimiento del ingreso en los mercados de destino. Por su parte, en (8) cambiamos el nivel de agregación del promedio ponderado que es nuestro instrumento. Si en la especificación base (1) el instrumento era una agregación ponderada del crecimiento de importaciones de los destinos de la *firma*, en (8) agregaremos el crecimiento de importaciones de los destinos *del sector al que pertenece la firma*. Para ello, los ponderadores, que se construían a partir de la participación de cada destino en el total de exportaciones de la *firma*, se construirán bajo la especificación (8) como la participación de cada destino en el total de exportaciones del *sector*. Así, dos empresas dentro de un mismo sector estarán expuestas al mismo instrumento.

Tabla 8. Robustez del efecto causal de la exportación sobre la mora, estimados por mínimos cuadrados en 2 etapas.

| Variables | (1) Mora>90 | (2) Mora>30 | (3) Mora>120 | (4) Mora>90 | (5) Mora>90 | (6) Mora>90 | (7) Mora>90 | (8) Mora>90 |
|--------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|--------------------|
| Expo>10k | -0,0516 (0,1449) | -0,1319 (0,1859) | 0,0451 (0,1319) | | | | 0,0409 (0,2541) | -0,6111 -3,1826 |
| Expo>50k | | | | -0,0558 (0,1566) | | | | |
| Expo>100k | | | | | -0,0630 (0,1771) | | | |
| Expo por emp. (log) | | | | | | -0,0064 (0,0179) | | |
| Empleados (log) | -0,0586*** (0,0196) | -0,0624** (0,0246) | -0,0580*** (0,0178) | -0,0579*** (0,0214) | -0,0581*** (0,0208) | -0,0601*** (0,0159) | -0,0701** (0,0324) | 0,0105 -0,394 |
| Salario (log) | -0,0333*** (0,0118) | -0,0326** (0,0138) | -0,0264* (0,0139) | -0,0334*** (0,0118) | -0,0326*** (0,0123) | -0,0320** (0,0129) | 0,0348*** (0,0119) | -0,0243 -0,0535 |
| Deuda por emp. (log) | -0,0098*** (0,0019) | -0,0138*** (0,0022) | -0,0078*** (0,0017) | -0,0097*** (0,0020) | -0,0097*** (0,0021) | -0,0096*** (0,0022) | 0,0105*** (0,0025) | -0,0057 -0,0237 |
| Instrumento | | | | | | | | |
| Variable del sector externo | Impo. | Impo. | Impo. | Impo. | Impo. | Impo. | Ingreso | Impo. |
| Nivel de agregación | Firma | Firma | Firma | Firma | Firma | Firma | Firma | Sector |
| Observaciones | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 | 27.461 |
| EF firma | si | si | si | si | si | si | si | si |
| EF año | si | si | si | si | si | si | si | si |
| Est. F de C-D | 11,71 | 11,71 | 11,71 | 10,70 | 9,443 | 13,42 | 6,462 | 0,0897 |
| Est. F de K-P | 6,824 | 6,824 | 6,824 | 6,580 | 5,881 | 6,987 | 3,556 | 0,0518 |

Nota: *Mora>90* es una variable dummy que toma valor 1 si se producen más de 90 días de incumplimiento de pagos de vencimientos de deuda. *Mora>30* y *Mora>180* corresponden a variables dummies análogas a la anterior, donde se cambia el umbral de días a 30 o 180 respectivamente. *Expo>10k* es una variable dummy que toma valor 1 si la empresa exportó más de 10.000 USD en el año. *Expo>50k* y *Expo>100k* corresponden a variables dummies análogas a la anterior, donde se cambia el umbral de dólares exportados a 50.000 o 100.000 respectivamente. *Empleados (log)* representa el logaritmo de la cantidad de trabajadores registrados de la firma en el año. *Salario (log)* representa el logaritmo del salario medio de la firma en dólares. *Deuda por emp. (log)* es el logaritmo del stock deuda bancaria (convertida a dólares) por cantidad de empleados de la firma. *Variable del sector externo* identifica a la variable ponderada para construir la variable instrumental, siendo *Importaciones* el crecimiento anual de la importación de los destinos comerciales e *Ingreso* el crecimiento anual del PBI de los destinos comerciales. Por su parte, *Nivel de agregación* señala a que nivel se construye el promedio ponderado que utilizamos como variable instrumental. Cuando es a nivel *Firma* el promedio ponderado es calculado a lo largo de todos los destinos de la firma, mientras que cuando es *Sector* el promedio ponderado es calculado a lo largo de todos los destinos del sector identificado según CLAE a 6 dígitos y luego imputado a las firmas que pertenecen a cada sector. *EF firma* denota las especificaciones con efectos fijos a nivel firma, mientras que *EF año* denota las especificaciones a nivel año. *Est. F de C-D* corresponde al estadístico F de Cragg-Donald, mientras que *Est. F de K-P* corresponde al estadístico F de Kleibergen-Paap. Errores standard con clústeres a nivel firmas entre paréntesis, *=*p*-valor<0.10 **=*p*-valor<0.05 ***=*p*-valor<0.01

Independientemente del cambio en nuestra variable instrumental que analicemos (7 y 8), ambos estadísticos F muestran que esta redefinición aumenta sustancialmente la debilidad de nuestro instrumento. Esto implica que, al estar poco correlacionado con el estatus exportador, no aporta variabilidad exógena a la segunda etapa de estimación. Existe una sutileza en este punto, que ya introdujimos cuando discutimos el uso de efectos fijos. Puesto que incluimos efectos fijos en la primera etapa de estimación, la fuerza o debilidad de la variable instrumental reside en el grado de correlación con el cambio del estatus exportador a lo largo de la vida de cada firma. Dicho de otra forma, la inclusión de efectos fijos a nivel firma captura la variabilidad transversal del panel, por lo que la fuerza del instrumento depende de su capacidad de captar la intermitencia en el estatus exportador de la firma a lo largo del tiempo.

E. Conclusiones

Argentina tiene un nivel de desarrollo financiero bajo que repercute negativamente en las posibilidades de financiamiento de las PyMEs. Durante 2007 a 2016, el 53% de las PyMEs industriales argentinas tuvo deudas bancarias menores a 5.000 dólares o directamente no tuvo deuda alguna. Sin embargo, el número de PyMEs sin deuda bancaria se redujo un 33% en todo este período, reflejando un mayor acceso al sistema bancario.

En este contexto de bajo financiamiento bancario, un grupo de PyMEs, las exportadoras, evidencian un mayor cumplimiento de sus deudas. Una empresa exportadora entra en mora mayor a 90 días con una probabilidad 2,88 p.p. menor que una empresa no exportadora. Si realizamos la misma comparación, esta vez a un mismo nivel de cantidad empleados, salario y la deuda por empleado, a la vez que aislamos características intrínsecas de cada firma o cada año en particular, esta brecha de es 1,20 p.p. Esta brecha se sostiene cuando modificamos los umbrales para definir el estado de moroso y de exportador.

La capacidad que tiene la firma exportadora de redireccionar sus ventas a distintos mercados le permite diversificar su exposición ante shocks de demanda intrínsecos, por lo que su capacidad de repago es relativamente mayor al de una empresa no exportadora. Esto le permite, hasta cierto punto, compensar pérdidas en el mercado local reorientando ventas hacia el mercado externo. Este canal puede explicar la brecha estimada en la incidencia de la mora, entre exportadores y no exportadores. Sin embargo, debemos ser cautos, puesto que nuestra estimación de la brecha puede estar capturando también un diferencial de productividad entre ambos tipos de firmas. Para lidiar con esto, implementamos una serie de controles sobre la escala, los salarios y otras características inobservables de la firma invariantes en el tiempo, a falta de mejores datos. Sin embargo, no podemos asegurar que estamos aislando completamente el efecto de la productividad en nuestra estimación de la brecha en la incidencia de la mora.

Este trabajo aporta evidencia que los exportadores cumplen, *ceteris paribus*, mejor sus compromisos que los no exportadores, pero no encontramos evidencia para sostener que la exportación genera una menor probabilidad de mora. El instrumento, la demanda externa, utilizado para cortar con el problema de endogeneidad no es lo suficientemente fuerte para estimar un efecto causal. Notoriamente, nuestra estimación por variables instrumentales muestra claramente cómo la regla de decisión más frecuente para rechazar la debilidad de un instrumento (si el estadístico F es mayor a 10) puede ser demasiado apresurada.

Tres posibles líneas para profundizar surgen de nuestros resultados, como contracara de las limitaciones del presente análisis. En primer lugar, mejorar el control de la productividad de la

firma a la hora de estimar la brecha. Si bien este trabajo intenta aislar de forma indirecta los efectos de la productividad sobre la capacidad de repago, una medición directa de la productividad permitiría dar mayor seguridad a los resultados. En segundo lugar, retomar la estimación del efecto causal. Un panel más rico en dimensiones, donde como mínimo incluya una medición directa de la productividad, permitiría explotar la variabilidad transversal de las firmas con mayor precisión. En el presente trabajo, esta variabilidad transversal es capturada por los efectos fijos, requeridos ante la falta de suficientes controles. Un panel más rico de datos permitiría sortear el uso de efectos fijos para plantear un instrumento alternativo que explote la variabilidad transversal de las firmas. Por último, los efectos de la diversificación de mercados podrían contrastarse a través de un enfoque alternativo, explotando el número de mercados a los que la firma se expone, que en el presente trabajo han sido colapsados en dos categorías: mercado interno y mercado externo.

Referencias

- Agostino, M. y Trivieri, F. (2016). Collateral in lending relationships. A study on European SMEs microdata. *International Review of Applied Economics*. 31. 1-18.
- Bebzuk R. N. (2010). Acceso al financiamiento de las pymes en Argentina: estado de situación y propuestas de política. *Serie Financiamiento del Desarrollo* (227). Sección de Estudios del Desarrollo. CEPAL.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Laeven L., y Levine R. (2008). *Journal of Money, Credit, and Banking*, 40(7), 1379-1405.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B., & Lawrence, R. Z. (1995). Exporters, jobs, and wages in US manufacturing: 1976-1987. *Brookings papers on economic activity. Microeconomics*, 1995, 67-119.
- Brambilla I., Lederman, D. y Porto, G. (2012). Exports, Export Destinations, and Skills. *American Economic Review*, 102(7): 3406–3438.
- Castagnino, T., Damato, L. y Sangiácomo, M. (2012). How do Firms in Argentina get Financing to Export?. *Working Paper* (58). Central Bank of Argentina
- Das, S., Roberts, M. J., & Tybout, J. R. (2007). Market entry costs, producer heterogeneity, and export dynamics. *Econometrica*, 75(3), 837-873.
- IDB (2016). Evaluation of IDB Group's Work Through Financial Intermediaries. SME Finance. Office of Evaluation and Oversight.
- Manova, K. (2013). Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade. *Review of Economic Studies*, 80(2), 711-744.
- Stock, J. H., y Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in Linear Iv regression. In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg* (pp. 80-108). Cambridge University Press.