



ARTÍCULOS

## El Efecto Escala en la Demanda de Dinero de las Empresas

Aldo A. Arnaudo

Revista de Economía y Estadística, Tercera Época, Vol. 15, No. 1-2-3-4 (1971): 1º, 2º, 3º y 4º Trimestre, pp. 33-47.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3677>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar)

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

Arnaudo, A. (1971). El Efecto Escala en la Demanda de Dinero de las Empresas. *Revista de Economía y Estadística*, Tercera Época, Vol. 15, No. 1-2-3-4: 1º, 2º, 3º y 4º Trimestre, pp. 33-47.

Disponible en: [<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3677>](http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3677)

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>

## EL EFECTO ESCALA EN LA DEMANDA DE DINERO DE LAS EMPRESAS\*

ALDO A. ARNAUDO

### 1. SUPUESTOS BASICOS DEL ESTUDIO

Varios, y de muy distinta naturaleza, son los factores que afectan la demanda de dinero de las empresas para sus transacciones.<sup>1</sup> Sin pretender una lista exhaustiva, por lo menos pueden mencionarse los siguientes.

En primer lugar, y factor más importante, el volumen total de operaciones de la empresa determina sus necesidades de dinero. Para empresas que lleven a cabo la producción de un mismo bien o servicio, o pertenecen al mismo sector económico, la cantidad deseada de dinero por unidad de operaciones en términos monetarios (transacciones) debería ser idéntica. Los requerimientos unitarios podrán ser distintos para otros sectores económicos, ya que el tiempo de producción, el uso de factores productivos y muchos otros elementos no tienen que ser uniformes en todas las actividades. Este efecto puede denominarse transacción.

Sin embargo, aun tomando en cuenta empresas que se dediquen a la producción del mismo bien, habría que esperar que la adminis-

\* Serie de Investigaciones del Instituto de Economía y Finanzas N° 16.

<sup>1</sup> En general, dependen de la función que se asigne al dinero en el proceso productivo. Para algunos es un factor de la producción y por consiguiente, concedida una conducta maximizadora y limitación de recursos, su demanda depende del volumen de éstos y de la remuneración de los demás factores productivos. Para otros sirve como un factor de producción al facilitar los pagos y cobros resultantes del proceso productivo. En tal caso los factores determinantes son más numerosos y disímiles. Una discusión breve del asunto y de la bibliografía relevante puede consultarse en Frazer [3, Introducción].

tración financiera mejorara conforme aumenta el volumen de operaciones debido al mayor cuidado y preocupación por el manejo de pagos y cobros. Esto resulta bastante difícil a las empresas pequeñas, donde el costo de funcionamiento de una sección u oficina encargada de los aspectos financieros puede superar los beneficios de la mejor administración. En tal sentido existiría un efecto escala según el cual las necesidades unitarias de dinero disminuyen con el aumento del tamaño de las empresas.

En tercer término, para empresas de la misma actividad y tamaño, también podrían encontrarse diferencias en los importes unitarios deseados causadas por diferencias en el volumen de sus activos. Si se trata de los activos netos, por un efecto riqueza, o si se trata de los activos líquidos netos, por un efecto endeudamiento. Para simplificar, el segundo puede ser incluido en el primero y denominados ambos de aquel modo.

Finalmente, la demanda de dinero está afectada por el rendimiento de los activos sustitutos del dinero, cuya influencia puede sintetizarse en la tasa de interés de los títulos o de otro activo similar fácilmente realizable. A la misma naturaleza del efecto debido a la tasa de interés pertenece el proveniente del costo impuesto por la inflación al deteriorar el valor del dinero en términos de bienes y servicios. Este es el efecto costo real.<sup>2</sup>

Esta enunciación de las variables más importantes que afectan la demanda de dinero por parte de las empresas sirve para presentar la naturaleza y el alcance de los supuestos básicos usados en el estudio empírico que se expondrá más adelante.

Por de pronto, se acepta la hipótesis de homogeneidad unitaria de la demanda de dinero respecto al volumen monetario de operaciones cuando es producido exclusivamente por meras variaciones de los precios.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> En caso de considerar al dinero como factor de la producción también debería incluirse el rendimiento del capital físico.

<sup>3</sup> La hipótesis general de homogeneidad ha sido corrientemente sujeta a prueba por ejemplo, Montuschi [4] y Murúa [5] con resultados más o menos satisfactorios, dependiendo un juicio definitivo sobre el particular de la idea que se tenga sobre la influencia de los factores o variables omitidas.

Otro supuesto es la inexistencia del efecto riqueza, o al menos de que su importancia es completamente reducida en relación a los demás elementos explicativos. Como el análisis a desarrollar es de sección transversal, se puede aceptar que los factores catalogados dentro del efecto costo real actúan de igual modo en todas las empresas y en consecuencia dejarse de lado. Finalmente, en la imposibilidad de aislar las posibles demandas por otros motivos distintos del transacciones, habrá que suponer que éstas no existen.

En consecuencia, la demanda de dinero por unidad de transacciones en un sector económico es explicada por un requerimiento uniforme y por el efecto escala. Llamando  $M$ ,  $a$ ,  $v$  y  $V$ , respectivamente, a la cantidad demandada de dinero, el requerimiento unitario deseado en la respectiva industria o sector económico y el volumen real y monetario de transacciones, se sigue la siguiente relación

$$M/V = a + b \log v$$

donde  $b$  mide el efecto escala. El coeficiente  $a$  será obviamente positivo y por la relación inversa entre  $M/V$  y la escala de producción el valor de  $b$  debería ser negativo. Si no existiera efecto escala ( $b = 0$ ), la función también sería homogénea de grado uno respecto a las transacciones reales. El valor absoluto de cada uno diferirá en los distintos sectores, pudiendo postularse por el momento variaciones moderadas a través del tiempo si los demás factores no son modificados de modo importante.

## 2. DEMANDA DE DINERO POR EL SECTOR MANUFACTURERO ARGENTINO

La investigación empírica de la existencia y cuantía del efecto escala en la demanda de dinero por las empresas se refiere al sector manufacturero argentino y cubre el período 1962-67. Debido a problemas de disponibilidad de información, se han tomado las empresas organizadas como sociedades anónimas que se hallan inscriptas en la Inspección (Nacional) de Sociedades Jurídicas, sobre las cuales

la Dirección Nacional de Estadísticas y Censos produce regularmente series estadísticas.<sup>4</sup>

El análisis está restringido a seis sectores manufactureros, de acuerdo a la clasificación utilizada por la repartición arriba mencionada, a saber: Alimentos, Textiles, Productos Químicos, Metales, Vehículos y Maquinarias, y Maquinarias y Aparatos Eléctricos. Cada uno de estos sectores agrupa varias divisiones, por lo cual las condiciones normales para la agregación son un supuesto implícito adicional. Empero, como estas condiciones se aplican a firmas o empresas dentro de un mismo sector económico (industrial) son mucho menos restrictivas que las de los estudios que, además de aquéllas, imponen las de agregación a través de distintos sectores.

Las empresas se clasificaron por monto de ventas (a precios constantes, de acuerdo al nivel de precios mayoristas) mediante la construcción de doce categorías. Dado el amplio rango de variación de las ventas, no resultaba practicable la utilización de tramos uniformes y se recurrió a la división mencionada en el Cuadro 3. Esta circunstancia explica la utilización de la especificación semilogarítmica en la función de demanda de dinero de la Sección anterior. Estas categorías fueron mantenidas en todo el período bajo examen.

Identificadas las empresas, para cada año y sector manufacturero, pertenecientes a las distintas categorías de ventas, se procedió a computar la razón  $M/V$  para cada una de ellas. Considerar a las ventas como representativas de las transacciones monetarias ( $V$ ) constituye un criterio discutible en algunos aspectos, pero en general es más recomendable que otras medidas disponibles.<sup>5</sup> Sus dos inconvenientes principales son los siguientes. Primero, sería más satisfactorio tomar el valor de la producción del año, para lo cual habría

<sup>4</sup> Esta es, por otro lado, la fuente de información de los estudios anteriores. Sin embargo, su representatividad es bastante menor pues se refieren a un grupo seleccionado por el Banco Central de la República Argentina (Montuschi [4]) o a un conjunto de sociedades que cotizan en la Bolsa de Valores de Buenos Aires (Murúa [5]).

<sup>5</sup> Por ejemplo, es mucho más comprensivo que cualquier medida de valor agregado y menos restrictivo que el volumen de activos (reales) ya que éste debería suponer una relación constante con el nivel de producción. Otros índices (activos monetarios, nivel de producción de plena capacidad, etc.) son bastante poco justificables, a no ser por ausencia de otra información.

que corregir el monto de ventas por el importe neto de la diferencia entre el inventario de bienes terminados y en proceso al final y al comienzo del año, que es el período usado en el trabajo. La corrección resultaría mínima, bastante inferior al 5% del monto de ventas, según algunas pruebas realizadas; además estaría influenciada por el proceso inflacionario —tema al que se volverá enseguida— y reduciría en uno el número de observaciones. Segundo, cuando existe un proceso inflacionario, el monto de las ventas del año es un agregado de cifras heterogéneas. A diferencia de la objeción anterior, que es de relativa significación, ésta puede ser importante, pero desgraciadamente no es superable con la información disponible. En apoyo del uso de cifras sin ajustar (dentro de cada período anual) sólo puede argumentarse que la corrección necesaria sería cada vez menor cuanto más uniforme la distribución de las transacciones; en términos reales, a través del tiempo.

La cuestión es harto más complicada con la búsqueda de una medida representativa de  $M$ . Teóricamente debería tomarse un promedio de los saldos en efectivo y de cuentas corrientes bancarias a lo largo del año, pero únicamente se dispone de las cifras correspondientes a dos momentos, el comienzo y el final. La elección debe recaer pues en uno de estos dos valores o en una combinación (media aritmética, por ejemplo) de ambos. La utilización de cualquier combinación de los valores de las tenencias al comienzo y final del año trae como consecuencia la pérdida de una observación sin una ventaja evidente, teniendo en cuenta el marco inflacionario a que se ha hecho referencia en el párrafo anterior. La decisión se ha inclinado entonces, con las reservas del caso, por tomar como valor representativo de  $M$  a las existencias en efectivo y en cuentas corrientes bancarias a fines del año.

Una vez computados los valores de  $M/V$  para cada una de las empresas incluidas en cada categoría de ventas, se observó que mientras el rango de variación del de la mayoría estaba acotado entre valores cercanos; en una pequeña cantidad registraba valores que se apartaban sustancialmente de aquél. Esta tendencia se acentuaba

en el grupo de empresas correspondientes a categorías de ventas más bajas y se reducía hasta desaparecer en las de ventas más altas.

El fenómeno se pone en evidencia al analizar el comportamiento de la media y la varianza de la distribución de los valores de  $M/V$  para las distintas categorías de ventas y asimismo el de las medias y varianzas de los distintos cuartiles en cada categoría de ventas. Por lo general las medias de los dos primeros cuartiles están bastante cercanas entre sí y las varianzas (relativas) son pequeñas en comparación con la varianza (relativa) del conjunto. Es interesante señalar que esta situación se presenta de manera sistemática no obstante que el tamaño de los cuartiles depende del grado de dispersión.

No existe una única interpretación de los apartamientos de la relación  $M/V$  en algunas empresas respecto al patrón observado para la mayoría. En un extremo puede admitirse como explicación la mera variabilidad estocástica, lo cual habría que comprobar identificando a través del tiempo las empresas fuera de la norma y demostrando que no son las mismas en todos los años. Otra explicación extrema se fundaría en la existencia de una mala administración financiera de esas empresas en relación con las prácticas del grueso de las del mismo tamaño. La comprobación de la hipótesis exigiría demostrar que las empresas fuera de la norma han sido las mismas en años sucesivos. Entre la explicación estocástica y la explicación administrativa pueden ubicarse otras alternativas, excluyentes o complementarias, fundadas en la falta de homogeneidad impuesta por el proceso de agregación, la incorporación de empresas nuevas, etc.

La interpretación adoptada aquí es más bien práctica: las empresas fuera de la norma no forman un conjunto homogéneo con las demás y deben excluirse, cualquiera sea la causa que haya provocado el alto valor de  $M/V$ . Si la razón hubiera sido efectivamente un manejo financiero defectuoso, las diferencias entre los coeficientes  $a$ , según se incluyan o excluyan estas empresas, medirá el grado de economía lograble mediante un mejoramiento puramente administrativo. Ahora bien, toda exclusión requiere un criterio y su elección siempre introduce un componente de discrecionalidad. En el caso presente, cuando la desviación standard de la distribución de

los valores de  $M/V$  en cada intervalo de ventas superaba la mitad del promedio se consideró que el grupo no era suficientemente homogéneo<sup>6</sup> y se tomaron solamente las empresas incluidas en los dos cuartiles inferiores. Como se ha expresado, el problema no se presenta en las categorías de ventas más altas, sino, por el contrario, en un par de casos se dio el fenómeno inverso, no estimándose entonces necesaria corrección alguna. El criterio de uniformidad que ha influenciado esta depuración de la información básica ha impedido la inclusión del intervalo (abierto) de ventas más bajo, donde los inconvenientes no pudieron subsanarse con el criterio apuntado.<sup>7</sup>

Aunque peque de excesivo pragmatismo, este procedimiento hizo posible contar con un cuerpo de información homogéneo y, al no perderse sino una magnitud pequeña de los datos existentes, se ha logrado un grado de representatividad muy satisfactorio.

### 3. RESULTADOS EMPIRICOS

Los valores de  $M/V$  para las distintas empresas dentro de cada categoría de ventas (a precios constantes de 1965) se promediaron y luego fue estimada la relación establecida en la Sección 1 para cada año y sector industrial. Los métodos utilizados fueron el de mínimos cuadrados simples y el de regresión ponderada, este último por el hecho de haberse utilizado medias con diferente número de observaciones. En ambos casos se aceptaron las hipótesis de normalidad, etc. de los residuos a efectos de utilizar las pruebas estadísticas conocidas. Además, en el caso de la regresión ponderada se supuso una varianza constante para cada observación, de modo que

<sup>6</sup> La elección de este valor no es del todo arbitraria. Si se supone una distribución de  $M/V$  de tipo triangular simple con el recorrido de 0 hasta el máximo valor observado ( $k$ ) la relación entre la media ( $k/3$ ) y la desviación standard ( $k/3 \sqrt{2}$ ) es 1.4. Si la distribución fuera doble triangular (de 0 a  $k$ ) y centrada en  $k/2$ , la relación sería 2.4. Con estas dos posibles distribuciones en mente se ha elegido al valor 2. El criterio seguido equivale más o menos a rechazar distribuciones que no tengan las formas señaladas. Lamentablemente, fuera de la intuición, no hay bases muy seguras para inferir la verdadera distribución de  $M/V$  en cada categoría de ventas.

<sup>7</sup> Además, como no se puede controlar el tiempo durante el cual las empresas han estado en actividad, esta categoría es la que probablemente está más sujeta a variaciones por entradas y salidas de firmas.

los pesos fueron el número de observaciones en cada media.<sup>8</sup> Se computaron también regresiones por sector y con los datos de la totalidad de los años, introduciendo variables dicotómicas para los años distintos de 1962.

En el Cuadro I se han reunido las estimaciones, provenientes de la aplicación de ambos métodos, de los coeficientes de requerimiento unitario de dinero para transacciones, habiéndose dejado de lado un caso en el cual las empresas cubrían un número muy pequeño de categorías de ventas. De los restantes 35 grupos 32 poseen once observaciones, 2 diez y 1 ocho.

Si bien no es propósito principal de este estudio la consideración del comportamiento de los coeficientes, a un par de conclusiones serán útiles más adelante. Por de pronto, los valores estimados mediante regresiones ponderadas difieren muy poco de los obtenidos

CUADRO I

ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE  $a$  POR EL METODO DE REGRESION SIMPLE (ARRIBA) Y PONDERADA (ABAJO)

Año	Alimentos	Textiles	Productos Químicos	Metales	Vehículos y Maquinarias	Maquinarias y Aparatos Eléctricos
1962	0.698 (0.697)	0.929 (0.868)	0.909 (0.930)	0.926 (1.169)	1.066 (1.141)	0.953 (0.923)
1963	0.714 (0.749)	0.881 (0.866)	0.895 (0.983)	1.079 (1.055)	1.158 (1.246)	1.139 (1.127)
1964	0.566 (0.553)	0.898 (0.910)	0.747 (0.727)	0.952 (0.716)	1.125 (1.197)	0.770 (0.729)
1965	0.618 (0.635)	0.669 (0.698)	0.908 (0.782)	0.685 (0.888)	0.839 (0.868)	0.749 (0.880)
1966	0.524 (0.554)	0.611 (0.650)	0.522 (0.549)	s/d	0.771 (0.799)	0.765 (0.794)
1967	0.498 (0.512)	0.766 (0.783)	0.738 (0.774)	0.644 (0.712)	0.742 (0.806)	0.788 (0.802)
1962-67 *	0.661	0.865	0.833	0.902	1.004	0.906

\* Coeficiente correspondiente a 1962.

<sup>8</sup> Véase Cramer [1, par. 118].

nidos con una regresión simple, siendo los resultados derivables de uno y otro método prácticamente equivalentes.<sup>9</sup> Como era de esperar, los coeficientes son significativamente distintos de cero. Salvo en un par de casos donde parecen discrepar bastante, las diferencias intersectoriales son más bien moderadas.

En segundo término, tomando las diferencias entre años consecutivos, se encuentran cambios estadísticamente significativos en aproximadamente la mitad de los casos; en algunas circunstancias hacia abajo, en otras hacia arriba, es decir, sin un comportamiento sistemático a través del tiempo en un único sentido. No puede, en consecuencia, concluirse que los coeficientes hayan cambiado significativamente respecto a un posible valor invariable ubicado entre los valores extremos. Sin embargo, una inferencia bastante lógica puede derivarse de la regresión con variables dicotómicas para cada año, excepto 1962, elegido por ser en general aquél cuando se registra el mayor valor para el coeficiente  $\alpha$ . Los coeficientes para dichas variables correspondientes a los años 1964 y 1967 son significativamente distintos de cero, aunque sólo por excepción significativamente distintos entre sí.<sup>10</sup> Comparando ambos períodos, 1962 y 1963 por un lado, y 1964-67 por otro, se aprecia una baja en el valor del coeficiente que puede cifrarse en alrededor de un 20%. Es difícil establecer la causa del fenómeno: como no hubo restricciones al

<sup>9</sup> Los coeficientes  $R^2$  en el caso de regresión simple varían entre 0.743 y 0.984 y en el caso de regresión ponderada entre 0.867 y 0.994.

<sup>10</sup> Los coeficientes de las variables dicotómicas, todos ellos negativos, son los indicados a continuación:

Año	Alimentos	Textiles	Productos Químicos	Metales	Vehículos y Maquinarias	Maquinarias y Aparatos Eléctricos
1963	0.019	0.038	0.030	0.007	0.029**	0.048**
1964	0.084*	0.041*	0.064*	0.046	0.026	0.058*
1965	0.058*	0.113*	0.082*	0.107*	0.100*	0.094*
1966	0.085*	0.123*	0.133*	0.167*	0.125*	0.115*
1967	0.097*	0.114*	0.096*	0.138*	0.139*	0.128*

\* Significativamente distintos de 0 al 5%.

\*\* Positivos.

crédito bancario al sector industrial, la explicación residiría más bien en un cambio repentino de la tasa esperada de inflación (sustituto aproximado de la tasa de interés) cuyo efecto se habría agotado en forma rápida con el paso del tiempo.

El Cuadro 2 agrupa los valores estimados del coeficiente  $b$  según los dos métodos. Las diferencias entre ambos son un poco mayores que en el caso anterior, sin llegar, empero, a ser de consideración. Similar a lo acontecido con los valores de  $a$ , los coeficientes tienen el signo esperado—todos son negativos—y son significativamente distintos de cero; asimismo, aparecen diferencias moderadas entre los diversos grupos industriales, siendo estas discrepancias del orden (proporcional) y dirección de las observadas en aquéllos.

Analizadas a través del tiempo y tomando años consecutivos, las diferencias resultan significativas en algunos casos, aunque no en una misma dirección, y salvo un par de excepciones coinciden con las correspondientes en el coeficiente  $a$ . Esto hace pensar que los fac-

CUADRO 2

ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE  $b$  POR EL METODO DE REGRESION SIMPLE (ARRIBA) Y PONDERADA (ABAJO)

Año	Alimentos	Textiles	Productos Químicos	Metales	Vehículos y Maquinarias	Maquinarias y Aparatos Eléctricos
1962	-0.187 (-0.190)	-0.252 (-0.224)	-0.247 (-0.253)	-0.246 (-0.346)	-0.294 (-0.324)	-0.255 (-0.233)
1963	-0.201 (-0.215)	-0.248 (-0.231)	-0.254 (-0.297)	-0.306 (-0.328)	-0.325 (-0.369)	-0.314 (-0.312)
1964	-0.167 (-0.161)	-0.256 (-0.263)	-0.207 (-0.199)	-0.275 (-0.206)	-0.328 (-0.364)	-0.204 (-0.176)
1965	-0.178 (-0.184)	-0.192 (-0.206)	-0.227 (-0.232)	-0.191 (-0.222)	-0.242 (-0.255)	-0.210 (-0.267)
1966	-0.151 (-0.163)	-0.172 (-0.190)	-0.143 (-0.143)	s/d	-0.224 (-0.233)	-0.225 (-0.239)
1967	-0.145 (-0.150)	-0.232 (-0.238)	-0.217 (-0.227)	-0.187 (-0.216)	-0.218 (-0.249)	-0.215 (-0.249)
62-67	-0.171	-0.225	-0.216	-0.236	-0.268	-0.235

tores determinantes de los cambios son comunes y variables a través del tiempo, análisis individual para cada año y sector industrial.

La división entre períodos, 1962-63 y 1964-67, parece repetirse, si bien no ha sido sometida a prueba su significación como en el caso del coeficiente a. Ciertas disimilitudes son notorias: primero, el año de valor más alto para el coeficiente b es 1963, aunque las diferencias con 1962 muy pequeñas; segundo, las diferencias entre ambos períodos son proporcionalmente un poco menores; tercero, el orden de las discrepancias según la magnitud relativa de a y b entre sectores no se mantiene.<sup>11</sup>

Dejando de lado estas diferencias, atribuibles a situaciones exógenas cambiantes, y aceptando la regularidad (relativa) observada en los coeficientes b, una media de dichos valores puede tomarse como representativa del valor para todo el período. Y en lugar de tomar el promedio simple, es preferible el valor estimado de b haciendo intervenir la totalidad de observaciones y considerando las variaciones de a (regresión con variables dicotómicas).

Ahora bien, desde que el valor estimado del coeficiente a puede interpretarse como la demanda de dinero por unidad de transacciones para un volumen de ventas de un millón de pesos de 1966, cuando (dadas las unidades utilizadas) el logaritmo de V se hace nulo, ése sería el requerimiento unitario mínimo en ausencia del efecto escala. Implícitamente dicho volumen de ventas se transforma en el corres-

<sup>11</sup> En el siguiente cuadro se sintetiza el análisis comparativo de ambos coeficientes para los dos períodos:

Sector	Coeficiente a			Coeficiente b		
	Media 1962-63	Media 1964-67	Difer. %	Media 1962-63	Media 1964-67	Difer. %
Alimentos	0.706	0.551	22	0.194	0.160	17
Textiles	0.905	0.736	19	0.250	0.213	15
Productos Químicos	0.902	0.728	19	0.250	0.199	20
Metales	0.952	0.761	20	0.276	0.218	21
Vehículos y Maquinarias	1.111	0.870	22	0.310	0.253	18
Maquinarias y Aparatos Eléctricos	1.046	0.753	28	0.285	0.218	24

pondiente al tamaño mínimo de operación de una empresa, hipótesis que no es excesivamente restrictiva y que en todo caso no afecta de manera notoria los resultados.

Por consiguiente, conforme aumenta el volumen de transacciones reales ( $v$ ), el valor de la demanda de dinero por unidad va disminuyendo debido al efecto escala y, como esa disminución no responde a una relación lineal, no resulta proporcional al volumen de ventas. La elasticidad transacciones reales es entonces variable y depende no sólo del monto de éstas sino también del valor de  $v$  correspondiente a cada categoría.<sup>12</sup>

Bajo el supuesto de que los valores estimados para los coeficientes fueran de aplicación a todo el rango de transacciones, los valores de la elasticidad, obviamente negativos, para las distintas categorías de venta y ramas industriales serían los registrados en el Cuadro 3.

CUADRO 3  
ELASTICIDADES VENTAS DE LA RELACION M/V  
(VALORES ABSOLUTOS)

Monto de Ventas (millones de \$ de 1966)	Alimentos	Textiles	Productos Químicos	Metales	Vehículos y Maquinarias	Maquinarias y Aparatos Eléctricos
2000	3.375	3.758	1.804	1.864	+	1.647
1500-2000	1.547	1.576	1.091	1.114	+	0.031
1000-1500	0.977	0.978	0.775	0.788	+	0.745
750-1000	0.743	0.752	0.621	0.628	+	0.601
500-750	0.594	0.599	0.515	0.520	8.954	0.500
250-500	0.455	0.459	0.408	0.410	1.617	0.399
100-250	0.399	0.340	0.311	0.312	0.723	0.306
75-100	0.274	0.275	0.256	0.257	0.481	0.252
50-75	0.248	0.252	0.236	0.237	0.414	0.233
25-50	0.222	0.223	0.210	0.211	0.342	0.208
10-25	0.190	0.191	0.181	0.182	0.271	0.179

\* Valores Positivos.

<sup>12</sup> En efecto  $E_{M/V} = b \cdot \log e / (a + b \cdot \log V)$ . Como es habitual, las elasticidades se computan tomando los valores medios de las estimaciones de  $a$  y  $b$ , esta última según la regresión con variables dicotómicas.

El examen de este cuadro muestra una gran similitud en el valor de las elasticidades para los distintos sectores industriales hasta un monto de ventas cercano a los mil millones de pesos de 1966. De ahí en adelante las diferencias son más notorias y muy apreciables en el intervalo de ventas más alto. En segundo lugar, y dentro del mismo rango de ventas, las elasticidades aumentan desde un valor absoluto cercano a cero hasta la unidad, para multiplicarse varias veces de ahí en adelante. Ello confirmaría la hipótesis anticipada de que estas variaciones son una consecuencia de las economías logradas por la administración financiera, las cuales son bastante modestas para las empresas pequeñas y medianas, pero adquieren un peso considerable en las empresas grandes y muy grandes.<sup>13</sup> La reducida variabilidad de los coeficientes  $M/V$  en estos rangos de venta apoya también este punto de vista.

#### 4. INFLUENCIA SOBRE LA POLITICA MONETARIA

El efecto escala observable en la demanda de dinero tiene consecuencias concretas que es pertinente examinar. Para comenzar, sea una situación de estabilidad de precios y un aumento del volumen real de ventas (producción). Cada empresa se verá enfrentada con un aumento de la demanda de dinero, que variará según el tamaño, disminuyendo relativamente conforme éste aumenta. Para poner un ejemplo, una empresa de la industria de Alimentos que actualmente tenga un volumen de producción en el orden de 10 millones de pesos de 1966 necesitaría 42,8 pesos por cada 1.000 de incremento de ventas; para una con un volumen de ventas de 100 millones dicha suma bajaría a 26,2 y para una de 1.000 millones a 9.

Si las empresas tuvieran que acudir a los bancos a efecto de obtener préstamos para los requerimientos financieros del aumento de producción (por su destino, normalmente crédito a corto plazo) y ellos fueran satisfechos proporcionalmente, se produciría una situación discriminatoria. Cuando el patrón usado por los bancos fuera

<sup>13</sup> Algunas indicaciones acerca del manejo financiero de empresas manufactureras argentinas de gran tamaño pueden encontrarse en el estudio de Estrada y otros [2].

el de las necesidades de las más pequeñas, las mayores se verían beneficiadas; cuando fuera el de éstas, aquéllas se verían perjudicadas.

Las reglas prácticas comúnmente usadas por los bancos se basan en el volumen de producción o en el monto de los activos —que suelen estar muy cercanos de la proporcionalidad con aquél—, con lo cual, cualquiera sea la proporción de crédito acordada, se llega a una situación discriminatoria en perjuicio de las empresas más pequeñas y en relación inversa con el tamaño. Una regla más justa exige que las calificaciones de las empresas para el acuerdo de crédito sean corregidas por el efecto escala y se reduzcan convenientemente conforme aumenta esta última.

El razonamiento anterior se aplica también a las disminuciones de crédito, dado un cierto volumen de producción, y con el mismo efecto discriminatorio inverso al tamaño: una reducción proporcional del crédito afecta mucho más a las empresas pequeñas que a las grandes.

La hipótesis última es adecuada para analizar lo que acontece en una economía inflacionaria. Si el aumento de los precios y, por consiguiente, del volumen nominal de producción y ventas fuera acompañado por un aumento proporcional de la cantidad de dinero y crédito para las empresas individuales, los valores de  $M/V$  para cada categoría de venta permanecerían invariables y sólo serían afectados por la influencia, exógena al efecto del aumento de los precios, del cambio en el volumen real de producción. Sin embargo, en una economía inflacionaria las políticas restrictivas son frecuentes y entonces la relación  $M/V$  para el conjunto se ve disminuida en forma paralela. Nuevamente las reglas bancarias prácticas de disminución proporcional del crédito tienen un efecto discriminatorio y puede concluirse sin mayor riesgo que el efecto depresivo sobre las empresas de una política restrictiva opera en relación inversa a su tamaño.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- [1] CRAMER, J.: *Empirical Econometrics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1969.
- [2] ESTRADA, C. y OTROS: *Planeamiento Financiero en las Empresas Argentinas*. Buenos Aires: Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, 1967.
- [3] FRAZER, W.: *Firm's Demand for Money. The Evidence from the Cross-Section Data*. Washington: Federal Reserve System, 1966.
- [4] MONTUSCHI, L.: *La Demanda de Dinero en el Sector Manufacturero Argentino: Un Enfoque de Sección Transversal*. Buenos Aires: mimeografiado, 1968.
- [5] MURÚA, R.: *Sales and the Demand for Money of Business Firms*. Chicago: mecanografiado, 1966.