

EL COEFICIENTE DE GASTOS DE CONSERVACIÓN Y REPARACIÓN DE VEHÍCULOS AUTOMOTORES

L. FRANK¹

Recibido: 11/08/05

Aceptado: 14/11/05

RESUMEN

Se calcularon los coeficientes de gastos de conservación y reparación (CGCR) de 5 automóviles, 3 pick-ups y 3 camiones. Los CGCR de automóviles y pick-ups no cambiaron apreciablemente respecto de aquellos calculados en la década de 1970, no así los de camiones cuyas vidas útiles y CGCR lo hicieron notablemente. Se planteó; además, una función teórica de elasticidad constante para modelar los GCR a lo largo de la edad y características propias de cada rodado. La evidencia empírica apoyó el uso de esta en todos los vehículos, excepto en camiones de alta capacidad de carga.

Palabras clave. Coeficiente de gastos de conservación y reparación, automóviles, camiones, costos.

THE COEFFICIENT OF MAINTENANCE AND REPAIR COSTS OF AUTOMOBILES

SUMMARY

Maintenance and repair costs coefficients (MRCC) of 5 cars, 3 pick-ups and 3 trucks were calculated. The coefficients of cars and pick-ups showed no change compared to previous values calculated in the decade of 1970, while in trucks both the usage life and MRCC changed notably. A theoretical function of constant elasticity of MRC along age and some particular features of each vehicle was also proposed. The empirical evidence supported the choice of this function in all vehicles except in heavy trucks.

Key words. Maintenance and repair costs coefficients, cars, trucks, costs.

INTRODUCCIÓN

El coeficiente de gastos de conservación y reparación de una máquina (CGCR) se define como la relación entre el gasto medio horario de conservación -incluyendo lubricación- y reparación y el valor a nuevo de dicha máquina (R. Frank, 1977). En máquinas agrícolas dicha relación se expresa en unidades de $[h^{-1}]$, mientras que en rodados se utiliza la unidad $[km^{-1}]$.

En la Argentina, los CGCR de tractores, cosechadoras, implementos agrícolas y rodados fueron calculados por primera vez en las décadas de 1960 y 1970 por docentes y tesis de la Facultad de Agronomía, UBA (Baraño *et al.*, 1962; R. Frank, 1977). En 1995, Hartschuh y Raggio recalcularon el

CGCR del tractor agrícola y, entre 2000 y 2004, L. Frank (2002, 2003, 2005) hizo lo propio con tractores de una amplia gama de potencias, cosechadoras de grano, de caña de azúcar y de algodón, e implementos agrícolas, planteando, además, un modelo teórico del comportamiento de los CGCR a lo largo de la edad de las máquinas. En 2003, R. Frank y L. Frank propusieron un método de ajuste para los CGCR ante cambios de precios relativos.

Los CGCR de rodados calculados por R. Frank (1977) tomaron los siguientes valores: $5 \cdot 10^{-6} [km^{-1}]$ en el caso de automóviles con motor de 1.000 a 4.000 cm^3 a nafta, $5 \cdot 10^{-6} [km^{-1}]$ en pick-ups con motor diesel, $6 \cdot 10^{-6} [km^{-1}]$ en pick-ups a nafta y $4 \cdot 10^{-6} [km^{-1}]$ en camiones con motor diesel. Las vidas útiles estima-

¹INDEC, Ministerio de Economía, Hipólito Yrigoyen 250 piso 8 of. 801. (C1086AAB) Buenos Aires.

E-mail: lfrank@mecon.gov.ar

das por el mismo autor se ubicaron entre 200.000 y 300.000 km en el caso de automóviles, entre 300.000 y 400.000 km en pick-ups y en 600.000 km en el caso de camiones. Los CGCR de automóviles y pick-ups fueron calculados sobre la base de registros contables de gastos de conservación y reparación deflactados con el Índice de Precios al Consumidor (R. Frank, com. pers.) y, en el caso de camiones, mediante estimaciones de GCR informados por CATAC².

El objetivo de este trabajo es calcular los CGCR de automóviles, pick-ups y camiones actuales, visto el tiempo transcurrido desde el primer cálculo realizado por R. Frank, y modelar dichos CGCR en función del kilometraje y características particulares del vehículo.

MATERIALES Y MÉTODOS

Entre 2000 y 2005, se solicitaron Manuales de Uso y Mantenimiento de vehículos representativos a seis empresas automotrices, las que propusieron estudiar los siguientes modelos: FIAT Palio 1.6 SPI, FORD Escort LX, FORD F-100 (pick-up naftera y diesel), PEUGEOT 206 XR, PEUGEOT 504 XD2 (pick-up diesel), RENAULT 19 - 1.6, VOLKSWAGEN Gol 1.6 Dublin, y camiones IVECO EURO CARGO 120 E15, IVECO EURO CARGO 170 E22 e IVECO EUROTECH 740 E42 TZ. Se elaboraron presupuestos de gastos de conservación y reparación de los mismos, detallándose periodicidades de reposición, precios de repuestos, costo de la "hora taller", y duración de cada tarea de reparación. Dada la extensión de las planillas de cálculo se omite su inclusión en este artículo, sugiriéndose contactar al autor para consultarlas. Los criterios de presupuestación fueron los siguientes:

i) Las periodicidades de las tareas y/o la duración de las partes y piezas, cuando no eran explícitas en el Manual de Uso y Mantenimiento, fueron estimadas mediante consultas a Jefes de Servicio de concesionarios reconocidos. En aquellos casos en que el manual distinguía entre usos "normal" y "severo", se realizaron presupuestos por separado para cada condición de uso. También se presupuestaron por separado GCR de camiones reparados

en Buenos Aires y en el interior del país, vista la diferencia en el costo de la hora taller entre estas zonas.

ii) El precio de los repuestos provino de consultas realizadas a concesionarios bajo la condición comercial "pago contado, sin IVA". Los presupuestos se calcularon entre enero de 2002 y marzo de 2005, actualizándose algunos a marzo de 2005 mediante índices específicos del INDEC para cada tipo de repuesto (índices del IPIM a 6 dígitos de CPC 1.0) a efectos de presentar cifras comparables. En la sección de resultados se incluyen los CGCR de automóviles y pick-ups calculados a precios de enero de 2002³, y los CGCR de éstos y de camiones a precios de marzo de 2005.

iii) El costo de la mano de obra especializada provino de información suministrada por concesionarios acreditados, en tanto que para tareas de mantenimiento realizadas por el automovilista o transportista se imputó la remuneración horaria media que surge del registro del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones para el caso de automóviles, la remuneración horaria media del mecánico tractorista en las provincias pampeanas⁴ para pick-ups, y la remuneración horaria del transportista en el caso de camiones. La duración de cada tarea de reparación se extrajo de tablas elaboradas por los fabricantes, o bien fue estimada por los técnicos consultados.

A partir de los mencionados presupuestos, se calcularon las elasticidades de los GCR en función de la edad de cada vehículo, según el siguiente procedimiento:

iv) Se construyeron series de gastos medios y acumulados a intervalos promedio de 15.000 km para cada rodado. A partir de las series de gastos acumulados se calcularon los correspondientes cocientes incrementales $\Delta y / \Delta x$, donde "x" es la edad en km e "y" el gasto total acumulado en reparaciones. Los rodados fueron agrupados en dos categorías: autos y pick-ups (210 observaciones), y camiones (174 observaciones). Para cada categoría se planteó un modelo general del tipo:

$$\frac{dy}{dx_n}(x_1, \dots, x_q; \delta_{jh}) = x_1^{\lambda_1} \dots x_q^{\lambda_q} \theta_0 \prod_{h=1}^k \theta_h^{\delta_{jh}} e^{\mu t}$$

²Confederación Argentina del Transporte Automotor de Cargas.

³Se incluye esta información a fines comparativos con trabajos realizados a precios vigentes durante la Ley de Convertibilidad (ley N° 23.928/91) sancionada en abril de 1991 y derogada en enero de 2002.

⁴Remuneración establecida por la Comisión Nacional de Trabajo Agrario.

con $\mu \sim N(0; \sigma_\mu)$ y $n=1, \dots, q$

donde $dy(x_n; \delta_{jn})/dx_n \equiv \Delta y(x_n; \delta_{jn})/\Delta x_n$ (aproximación de Euler) fue definida más arriba para el caso de $n=1$ (x_1 = edad del vehículo) y las δ_{jn} son deltas de Kronecker que toman el valor 1 bajo la condición $j=h$, y 0 en caso contrario. Las θ_{jn} son las contribuciones marginales de la característica h (ver L. Frank, 2004). Las λ_n son las elasticidades de dy respecto de dx_n . La multiplicativa de θ_{jn} actúa como una variable de escala, es decir que para $n=1$ el modelo toma la forma:

$$\ln\left(\frac{dy}{dx}\right) = \ln(\theta_0) + \ln(x)\lambda_1 + \delta_{j1} \ln(\theta_1) + \dots + \delta_{jk} \ln(\theta_k) + \mu$$

o, lo que es lo mismo,

$$\ln\left(\frac{dy}{dx}\right) = \lambda_0 + \ln(x)\lambda_1 + \delta_{j1}\lambda_2 + \dots + \delta_{jk}\lambda_{k+1} + \mu$$

equivalente a $Y_i = X_i\beta + U_i$, que es la expresión matricial del modelo linealizado, donde $\beta_0 = \lambda_0$, $X_{i0} = 1$, $X_{i1} = \ln(x_i)$, $X_{i2} = \delta_{j1}$, etc. e $Y_i = \ln(\Delta y_i/\Delta x_i) \equiv \ln(dy_i/dx_{im})$ para i observa-

ciones. Mediante el estimador mínimo cuadrático ordinario $\beta_{OLS}^* = [X^T X]^{-1} X^T Y$ es posible obtener estimaciones insesgadas de los verdaderos coeficientes β_n .

v) Dado que no hay razones para suponer que la varianza del término μ_i es constante, se calcularon los coeficientes de cada regresión con el estimador mínimo cuadrático generalizado

$$\beta_{GLS}^* = (X^T \Omega^{-1} X)^{-1} X^T \Omega^{-1} Y$$

donde X e Y son las mismas matrices mencionadas anteriormente y Ω es una matriz diagonal de σ_i^2 . Dichos σ_i^2 son desconocidos, pero bajo ciertas condiciones (véase Judge *et al.*, 1985) pueden estimarse a partir de los errores al cuadrado U_i^2 que surgen de utilizar el estimador β_{OLS}^* . La matriz de varianza-covarianza de los coeficientes de regresión

$$\beta_{GLS}^* \text{ es } \Sigma^2(\beta_{GLS}^*) = (X^T \Omega^{-1} X)^{-1}$$

RESULTADOS

El Cuadro 1 presenta los CGCR calculados para los rodados antes mencionados. Dichos CGCR se

CUADRO 1. CGCR de 11 rodados en enero de 2002 y marzo de 2005 bajo servicio normal y severo.

Marca	Modelo	Duración [km]	CGCR 10 ⁶ [km ¹]			
			Servicio normal		Servicio severo	
			enero 2002	marzo 2005	enero 2002	marzo 2005
FIAT	Palio 1.6 SPI base (a nafta)	200.000*	6,39	5,20	—	—
FORD	Escort LX 5 puertas (a nafta)	300.000	12,78	11,56	—	—
	Pick-Up F-100 (a nafta)	600.000*	7,89	7,80	13,26	13,25
PEUGEOT	Pick-Up F-100 (motor diesel)	600.000*	7,12	6,71	12,91	12,46
	206 XR 5 puertas base (a nafta)	400.000	5,68	5,12	—	—
RENAULT	Pick-Up 504 base (motor diesel)	250.000*	7,45	5,53	10,17	6,89
	19 - 1.6 (a nafta)	200.000*	4,15	3,67	—	—
VOLKSWAGEN	Gol 1.6 - 5 ptas. Dublin (a nafta)	325.000	5,56	4,67	—	—
IVECO (BS.AS)	EUROCARGO 120 E15	1.500.000	—	1,17	—	1,60
	EUROCARGO 170 E22	1.500.000	—	0,98	—	1,31
	EUROTECH 740 E42 TZ	1.500.000	—	1,13	—	1,48
IVECO (Interior del país)	EUROCARGO 120 E15	1.500.000	—	1,12	—	1,52
	EUROCARGO 170 E22	1.500.000	—	0,94	—	1,26
	EUROTECH 740 E42 TZ	1.500.000	—	1,10	—	1,44

*corresponde al kilometraje de la última reparación recomendada por el manual o técnico consultado.

expresan en unidades de $10^{-6}[\text{km}^{-1}]$ para facilitar su lectura. Se incluyen, además, estimaciones de vida útil recogidas de consultas realizadas a técnicos especializados. En aquellos casos en que no se suministró una estimación de la vida útil, se presenta en su lugar el kilometraje de la reparación menos frecuente.

En automóviles y pick-ups, el ajuste global del modelo homoscedástico (estimador β_{OLS}), medido a través del coeficiente R^2 ajustado, resultó superior a 0,71; las pruebas t sobre los coeficientes de regresión permitieron rechazar la hipótesis nula $\beta_n=0$ ($\alpha=0,05$), excepto en el caso de β_3 en que $p(\beta_3<0)=0,26$. El test de Glejser (Glejser, 1969) probó la existencia de heteroscedasticidad (ver Cuadro 3) en los residuos, y el test de Kolmogorov-Smirnov (Sachs, 1978) no permitió rechazar la hipótesis nula de normalidad de los mismos ($D^*=-0,04 < D_{\text{crítico}}=0,06$). El Cuadro 2A presenta los coeficientes obtenidos y sus desvíos.

La detección de heteroscedasticidad en los residuos, y supuestos teóricos antes mencionados, determinaron que se recalculasen los coeficientes mediante el estimador mínimo cuadrático generalizado β^*_{GLS} , los que también se presentan en el Cuadro 2A. Nótese que el test t sobre β_3^* permite rechazar la hipótesis nula $\beta_3=0$.

En camiones, el coeficiente R^2 ajustado del modelo homoscedástico resultó levemente superior a 0,70; las pruebas t sobre los coeficientes de regresión permitieron rechazar la hipótesis nula $\beta_n=0$ ($\alpha=0,05$), excepto en el caso de β_3 en que $p(\beta_3<0)=0,65$. El test de Glejser no permitió rechazar la hipótesis de homoscedasticidad (ver Cuadro 3) de los residuos, en tanto que el test de Kolmogorov-Smirnov de bondad de ajuste, permitió rechazar la hipótesis nula de normalidad en la distribución de los mismos ($D^*=0,10 > D_{\text{crítico}}=0,07$). El coeficiente de asimetría de la distribución de los residuos resultó $A=0,49$ y el de curtosis $C=-0,55$. Adicionalmente, se calculó el coeficiente U de Theil

CUADRO 2A. Coeficientes de regresión y desvíos de los modelos OLS Y GLS para automoviles y pick-ups.

Variables x_n	Modelo homoscedástico		Modelo heteroscedástico	
	β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$	β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$
x_0 (intercepto)	-8,8253	0,2925	-8,7854	0,0288
x_1 (edad en km)	0,6429	0,0288	0,6389	0,0029
x_2 (servicio: normal=0; severo=1)	0,6979	0,1308	0,6944	0,0208
x_3 (combustión; nafta=0; diesel=1)	-0,1353	0,1189	-0,1192	0,0200

CUADRO 2B. Coeficientes de regresión y desvíos de los modelos OLS Y GLS para camiones.

Variables x_n	Modelo homoscedástico		Modelo heteroscedástico	
	β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$	β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$
x_0 (intercepto)	-14,8582	0,6076	-14,1426	0,4586
x_1 (ln edad en km)	1,0583	0,0516	0,9699	0,0380
x_2 (servicio: normal=0; severo=1)	0,5459	0,1543	0,6067	0,0525
x_3 (zona: Bs. As.=0; interior=1)	-0,0699	0,1539	-0,0713	0,0501

CUADRO 3. Test de GLEJSER de heteroscedasticidad de los residuos de los modelos OLS.

Variables x_n	Autos y pick-ups		Camiones	
	β_n^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$	β_n^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$
x_0 (intercepto)	1,2685	0,1665	0,9448	0,3388
x_1 (edad en km)	-0,0743	0,0164	-0,0171	0,0288
x_2 (servicio; normal=0; severo=1)	0,2488	0,0745	0,1380	0,0860
x_3 (combustión; nafta=0; diesel=1)	0,0070	0,0677	—	—
x_3' (zona: Bs. As.=0; interior=1)	—	—	0,0166	0,0858

(Pindyck y Rubinfeld, 1981) por razones que se explicarán en la próxima sección, el que resultó $U_T=0,16$. El Cuadro 2B presenta los coeficientes obtenidos y sus desvíos.

La violación del supuesto de normalidad determinó que se recalculasen los coeficientes de regresión de camiones por separado para cada modelo (Cuadro 4). En esta oportunidad, los coeficientes β_2 y β_3 no resultaron significativamente distintos de cero en todos los modelos. El test de Glejser mostró

indicios de heteroscedasticidad únicamente en el modelo EURO CARGO 120 E15 y respecto de la variable x_1 - $p(\beta_1 < 0) = 0,045$ -, y el test de Kolmogorov-Smirnov permitió aceptar la hipótesis de normalidad de los residuos en los modelos EURO CARGO 120 E15 y EURO CARGO 170 E22, siendo el valor de $D^* = 0,23 \gg D_{crítico} = 0,11$ para el modelo EUROTECH 740 E42 TZ. El coeficiente de asimetría en este último caso resultó $A = 0,37$ y el coeficiente de curtosis $C = -0,62$.

CUADRO 4. Coeficientes de regresión y desvíos de camiones por modelo.

Modelo	Variables x_n	Modelo homoscedástico		Modelo heteroscedástico	
		β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$	β^*	$\Sigma(\beta^*)_{nn}$
EURO CARGO 120 E15	x_0 (intercepto)	-14,9825	1,6999	-14,1426	0,4586
	x_1 (ln edad en km)	1,0425	0,1441	0,9699	0,0380
	x_2 (servicio; normal=0; severo=1)	0,5521	0,4498	0,6067	0,0525
	x_3 (zona; Bs. As.=0; interior=1)	-0,0723	0,4486	-0,0713	0,0501
EURO CARGO 170 E22	x_0 (intercepto)	-14,4693	1,6696	-14,1769	0,5043
	x_1 (ln edad en km)	1,0077	0,1396	0,9808	0,0417
	x_2 (servicio; normal=0; severo=1)	0,4729	0,4094	0,493	0,0626
	x_3 (zona; Bs. As.=0; interior=1)	-0,0723	0,4058	-0,0526	0,0158
EUROTECH 740 E42TZ	x_0 (intercepto)	-16,1660	1,9851	-16,3442	1,2716
	x_1 (ln edad en km)	1,2057	0,1672	1,2191	0,1176
	x_2 (servicio; normal=0; severo=1)	0,7655	0,4945	0,7813	0,2296
	x_3 (zona; Bs. As.=0; interior=1)	0,0849	0,493	0,0997	0,2576

DISCUSIÓN

Conviene comenzar la discusión resolviendo la expresión del modelo teórico, para luego interpretar los resultados en el contexto del mismo. Entonces, si

$$\frac{dy}{dx} = e^{\lambda_0} x^{\lambda_1} e^{\lambda_2 \delta_{j1}} \dots e^{\lambda_{k+1} \delta_{jk}} \Rightarrow \int_0^y dy = \int_0^x e^{\lambda_0} e^{\lambda_2 \delta_{j1}} \dots e^{\lambda_{k+1} \delta_{jk}} x^{\lambda_1} dx =$$

para $(\lambda_1 \neq -1)$

$$\int_0^y dy = e^{\lambda_0 + \lambda_2 \delta_{j1} + \dots + \lambda_{k+1} \delta_{jk}} \int_0^x x^{\lambda_1} dx = \left(\frac{1}{\lambda_1 + 1} \theta_0 \prod_{h=1}^k \theta_h^{\delta_{jh}} \right) x^{\lambda_1 + 1}$$

$$\text{donde } \frac{1}{\lambda_1 + 1} \theta_0 \prod_{h=1}^k \theta_h^{\delta_{jh}}$$

es una constante de escala y $\lambda_1 + 1$ es la elasticidad del gasto acumulado en función de la edad del vehículo⁵. El CGCR - en adelante ρ - equivale a la expresión:

$$\rho = \frac{1}{v} \theta_0 \prod_{h=1}^k \theta_h^{\delta_{jh}} \frac{1}{x} \int_0^x x^{\lambda_1} e^{\mu_x} dx$$

con $\mu_x \sim N(0; X\beta_\mu)$

donde v es el valor a nuevo del vehículo y μ_x es el término de error, función del kilometraje del mismo. La forma analítica de ρ se asemeja a la función

gamma que, como se recordará, es una función asimétrica positiva. A continuación discutiremos el significado de $\lambda_1, \delta_{jh}, \theta_h$ y μ_x con relación a nuestros resultados.

En el Cuadro 1 se presentan estimaciones de ρ para 11 rodados. Dado que el término μ_x es función de las variables x_{it} , el estimador ρ tradicional sólo permite comparar máquinas de características similares, sobre todo en cuanto a edad. La simple confrontación de las cifras del Cuadro 1 con cifras previas de R. Frank, mencionadas en la introducción, permite apreciar que las vidas útiles de automóviles y pick-ups actuales son similares a las de la década de 1970, al igual que sus CGCR (excepto el caso del FORD Escort). Este no parece ser el caso para camiones, cuyas vidas útiles son actualmente tres veces mayores que las de 1970 y sus CGCR son notablemente inferiores a los de entonces (aunque en rigor no pueden compararse CGCR de edades distintas). El coeficiente del FORD Escort representa una excepción, debido a la recomendación de la empresa de reemplazar el motor -en lugar de rectificarlo- pasados 200.000 km de uso. El reemplazo del motor incide, aproximadamente, en un 20% en el CGCR de este vehículo. Se observa también que los coeficientes de marzo de 2005 son levemente inferiores a los de enero de 2002. Esto se debe a una menor incidencia de la mano de obra -de taller y del usuario- en el gasto horario medio (41% en 2002 vs. 27% en 2005) luego de la devaluación del peso de enero de 2002. Lamentablemente, la falta de desagregación de los GCR originales de CATAC utilizados por R. Frank no permite aclarar la causa de la mayor vida útil de los camiones.

La observación de los Cuadros 2A, 2B, 3 y 4 sugiere que el modelo teórico explica adecuadamente el comportamiento del GCR en función de la edad y características propias del rodado. La elasticidad λ_1 presenta el signo que *a priori* cabría suponer ($\lambda_1 > 0$). La magnitud $\lambda_1 + 1$, (Cuadro 2A) expresa el incremento porcentual del GCR cuando la edad del vehículo aumenta 1%, *ceteris paribus*. En automóviles y pick-ups, el GCR acumulado se incrementa $\lambda_1 + 1 = 1,6\%$ ante incrementos del 1% en el kilometraje recorrido. En camiones, este incremento llega al 2% (Cuadro 2B

⁵Naturalmente, se debe cumplir que $\lambda_1 > -1$ para que los GCR sean crecientes con la edad del rodado, según supusimos en la deducción.

y 4). Recordemos que en tractores modernos, λ_{i+1} toma valores en el rango de 1,3-1,6 (L. Frank, 2005). En topadoras, λ_{i+1} se ubica entre 1,3 y 1,6 (L. Frank, 2005); en pulverizadoras autopropulsadas y en aviones pulverizadores $\lambda_{i+1}=1,2$ (L. Frank, 2005); en cosechadores de grano $1,1 < \lambda_{i+1} < 1,6$ (L. Frank, 2003); en cosechadoras de caña de azúcar $\lambda_{i+1}=1,2$ y en cosechadoras de algodón $\lambda_{i+1}=1,7$ (L. Frank, 2002). Es decir, que las elasticidades de autos y pick-ups se encuentran dentro del rango de valores observados en otras máquinas autopropulsadas. Desde el punto de vista teórico, la concordancia de valores sugiere la existencia de un modelo teórico general para máquinas autopropulsadas. Desde el punto de vista práctico, los resultados desaconsejan interpolar CGCR linealmente a distintas edades, como propusieron otros autores (Donato de Cobo y Fuica, 2000). En su lugar, se sugiere utilizar la función raíz cuadrada, excepto en camiones, en los que la interpolación lineal es la adecuada.

El factor θ_2 , tránsito en condiciones “severas”, según se define en los manuales⁶, prácticamente duplica el GCR en todos los vehículos ($1,7 < \theta_2 < 2,0$), lo que significa que las condiciones de servicio resultan ser sumamente relevantes para el cálculo de costos de vehículos automotores, no obstante haber recibido escasa atención en la literatura sobre el tema (R. Frank, com. per.). De la definición de condiciones de “servicio severo” dadas por los manuales se deduce que las mismas actúan: a) desgastando prematuramente las partes y piezas del conjunto de compresión del motor y los componentes de la caja de cambios; b) duplicando el consumo de aceite del motor y la transmisión. Es obvio, que las categorías “servicio normal” y “servicio severo” son los extremos de una diversidad de situaciones que podríamos expresar mediante un índice o medida continua⁷. En otras palabras, existe una variable continua

-no observable- función de ciertas características del ambiente que expresa la “severidad” de uso del vehículo (siempre dentro de las condiciones de operación previstas por el fabricante). En este contexto, el exponente δ_{j2} de nuestro modelo puede interpretarse como la probabilidad condicional $P(Y_i=1 | X_i)$ de operar bajo servicio severo dadas ciertas características ambientales. A modo de ejemplo, si $P(Y_i=1 | X_i)$ sigue una distribución de probabilidad normal, entonces:

$$\delta_{j2} = \Phi(X\Lambda) = \int_{-\infty}^{X_i\Lambda} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

donde X es una matriz de variables explicativas, $Y=X\Lambda$ es la variable a explicar, Λ es una matriz de ponderadores y t es una variable aleatoria normalmente distribuida con media 0 y varianza unitaria. Se sobrentiende que la utilización de Y , X es casual y no se refiere a las matrices presentadas en los Cuadros 2A, 2B, 3 y 4. La identificación de la verdadera función $P(Y_i=1 | X_i)$, así como de las variables ambientales X_i y el cálculo del vector Λ excede los objetivos de este trabajo, y por lo tanto sólo se dejarán expresadas como una posibilidad de enriquecer el modelo teórico original.

El factor θ_3 , motor diesel, reduce el GCR en algo más de un 10%. La causa de esta caída es, principalmente, un aumento de entre 50 y 100% en el período entre rectificaciones de motor y recambio de partes y piezas del conjunto de compresión. La incidencia del reemplazo de inyectores, contrariamente a lo esperado, tiene una baja incidencia en el gasto medio (alrededor del 5%).

⁶El manual del propietario de la pick-up FORD F-100, por ejemplo, define como servicio severo al vehículo sometido a: tránsito frecuente en caminos polvorientos, largos trayectos sobre barro con utilización permanente de velocidades bajas, conducción reiterada en tramos cortos, remolque frecuente de acoplados, etc.

⁷Condiciones de operación fuera de este rango no deben ser consideradas, ya que la definición del CGCR se refiere al GCR en que se incurre siguiendo las recomendaciones de uso del fabricante.

El análisis de los residuos concluyó que el término μ_x está normalmente distribuido en todos los casos estudiados, excepto uno (EUROTECH 740 E42 TZ), siendo $\sigma_\mu = f(x_0=1; x_1; x_2)$ en automóviles y pick-ups y $\sigma_\mu = f(x_0=1)$ en camiones. En el caso del camión EUROTECH 740 E42 TZ, los coeficientes de asimetría y curtosis de μ_x indican una distribución de forma platocúrtica y asimetría levemente positiva. No obstante ello, el coeficiente de Theil resultó menor al límite de tolerancia de 0.3 sugerido por la bibliografía (Pindyck y Rubinfeld, 1981), lo que indicaría que de utilizarse el modelo para estimaciones puntuales el sesgo por asimetría sería pequeño. Para estimaciones por intervalos de confianza se debería plantear la desigualdad de Tchebicheff hasta tanto se modele la distribución del error. El Cuadro 3 muestra también que la dispersión de las observaciones de autos y pick-ups se reduce a mayores kilometrajes del vehículo (coeficiente β_1) y aumenta en condiciones de servicio severo (coeficiente β_2). Estudios previos sobre tractores y cosechadoras (L. Frank, 2002, 2003 y 2005), por el contrario, concluyeron que la dispersión de los gastos aumenta con la edad, aunque no discriminaron la contribución individual de "edad" y "tipo de servicio" en la dispersión de los GCR. En dichos estudios, Frank justificó la asociación entre σ_μ y edad de la máquina mediante la incidencia de reparaciones no programadas (RNP) a distintas edades. En este sentido, interpretar al mantenimiento de vehículos en condiciones de servicio severo como el adelantamiento de RNP explicaría la asociación hallada entre "tipo de servicio" y dispersión de los residuos, aunque no explica el patrón de heteroscedasticidad observado (en automóviles y pick-ups) en función del kilometraje. No se puede descartar que la perturbación μ_x haya sido incorrectamente especificada en estos casos. No obstante, cabe recordar que aún en presencia de heteroscedasticidad los coeficientes de regresión siguen siendo insesgados y, por lo tanto, el modelo no pierde valor predictivo.

CONCLUSIONES

Los CGCR de automóviles y pick-ups no difieren mayormente de los calculados por R. Frank en la década de 1970, no así los de camiones, aunque estos últimos no son estrictamente comparables, vista la mayor vida útil de camiones actuales. La función potencial resultó adecuada para modelar el comportamiento de los GCR (y consecuentemente los CGCR) a lo largo de la vida útil de automóviles y pick-ups. En camiones, dicha función también proporcionó buenos ajustes, aunque la violación del supuesto de normalidad de los residuos en uno de los modelos estudiados no permite extender su uso a este tipo de rodados. El CGCR de autos y pick-ups crece, aproximadamente, con la raíz cuadrada del kilometraje recorrido. En camiones, el CGCR crece linealmente con el kilometraje. El tipo de servicio al que se somete el rodado es una variable sumamente relevante para explicar el CGCR, ya que puede incrementar este coeficiente entre un 0 y un 70-100%. Sin embargo, no es posible por el momento expresar dicha influencia como función de las características ambientales en que opera el rodado. La comparación de los resultados con aquellos obtenidos en el estudio de otras máquinas autopropulsadas muestra similitudes notables en cuanto a elasticidades y distribución de los errores del CGCR.

AGRADECIMIENTOS

El autor desea agradecer a los concesionarios VOLKSWAGEN TITO GONZÁLEZ S.A. y GUILLERMO DIETRICH S.A., al concesionario RENAULT GALANTE D'ANTONIO, al concesionario FORD ING. COPELLO S.A., al concesionario PEUGEOT PASQUET E HIJOS S.A., al concesionario FIAT ITALICA, y al concesionario IVECO IVECAM, por atender amablemente las consultas realizadas por el autor. El autor desea agradecer también al Ing. Agr. Rodolfo Frank la lectura crítica del manuscrito.

BIBLIOGRAFÍA

- BARAÑO *et al.*, 1962. Estudio de tractores. Facultad de Agronomía, Universidad de Buenos Aires. 38 pp. [inédito]
- DONATO DE COBO, L. y A. FUICA. 2000. Ajuste del coeficiente de gastos de conservación y reparaciones del tractor agrícola. *En: Avances en Ingeniería Agrícola*. Facultad de Agronomía, UBA. Argentina, 686 pp.
- FRANK, L. 2005. El coeficiente de gastos de conservación y reparación de las máquinas agrícolas en función de su edad y potencia. *RIA*, aceptado, en prensa.
- FRANK, R. y L. FRANK. 2003. El ajuste de los coeficientes de conservación y reparación de las máquinas agrícolas. *Revista de la Facultad de Agronomía*, 32(1): 71-75.
- FRANK, L. 2003. Coefficients of repair and maintenance costs for axial and transverse combine harvesters in Argentina. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 1-3: 81-97.
- FRANK, L. 2002. Revisión del coeficiente de gastos de conservación y reparación de cosechadoras de caña de azúcar y algodón en la Argentina. *Revista de Agricultura* 77-3: 329-346.
- FRANK, R. 1977. Costos y administración de la maquinaria agrícola. Buenos Aires. Editorial Hemisferio Sur. 385 p.
- GLEJSEK, H. 1969. A new test for heteroskedasticity. *Journal of the American Statistical Association* 64: 316-323.
- JUDGE, G.; W. GRIFFITHS; C. HILL; H. LUTKEPOHL and T. CHAO-LEE. 1985. The theory and practice of econometrics. 2^a Ed. USA. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. John Wiley & Sons. 1019 p.
- PINDYCK, R. and D. RUBINFELD. 1981. Econometric Models and Economic Forecasts. 2nd Ed. USA. Mac Graw Hill. 630 p.
- SACHS, L. 1978. Estadística aplicada. España. Editorial Labor S.A. 567 p.

