



Modelli aggregati dinamici per la previsione della domanda delle merci e dello split modale strada/ferrovia al Brennero

Dynamic aggregate models for forecasting of freight demand and road/railway modal split at the Brenner

Raffaele MAURO^(*)
Andrea POMPIGNA^(*)

Sommario - Nell'articolo si propone un approccio per la stima dell'evoluzione della domanda di traffico delle merci al Brennero basato su modelli e tecniche econometriche per l'analisi delle serie storiche. Utilizzando dati storici vengono definiti modelli econometrici con componenti dinamiche che consentono di considerare i vincoli di capacità di trasporto per i tonnellaggi totali e le dinamiche sottostanti al trasferimento di quote tra le modalità strada e ferrovia. I modelli vengono utilizzati per ottenere stime future della domanda di traffico merci con riferimento a due differenti scenari che considerano una identica evoluzione del contesto macroeconomico associata, rispettivamente, ad un'ipotesi di infrastrutturazione invariata rispetto all'attualità, ovvero ad un'ipotesi di evoluzione infrastrutturale legata alla realizzazione e completamento del nuovo Tunnel di Base del Brennero (BBT). I risultati ottenuti nei due scenari vengono infine discussi e mutuamente confrontati.

1. Introduzione

Il tema delle grandi infrastrutture strategiche di connessione tra l'Italia ed il Nord Europa è sicuramente argomento di grande interesse nazionale. Esso ha negli ultimi anni coinvolto significativamente l'opinione pubblica.

In questo lavoro si presentano ulteriori risultati della ricerca in corso (convenzione PAT - DICAM UNITN 8984/896-2016) sul traffico merci al valico del Brennero. Precedenti risultati sono stati pubblicati su questa rivista nel lavoro [1]. In esso sono state presentate le analisi di previsione della domanda basate su curve logistiche pervenendo a previsioni di medio e lungo periodo relative a più scenari rappresentati da diversi indirizzi di politica di trasporto e di esercizio.

Summary - The article proposes an approach for estimating the evolution of the Brenner freight traffic demand based on econometric models and techniques for the analysis of historical series. Econometric models are defined with dynamic components that allow considering transport capacity constraints for total tonnages and the dynamics underlying the transfer of shares between road and rail modes using historical data. The models are used to obtain future estimates of freight traffic demand with reference to two different scenarios that consider an identical evolution of the macroeconomic context associated, respectively, to an unchanged infrastructure hypothesis with respect to current events, or to an infrastructure evolution hypothesis linked to the construction and completion of the new Brenner Base Tunnel (BBT). The results obtained in the two scenarios are finally discussed and mutually compared.

1. Introduction

The topic of great strategic connection infrastructures between Italy and Northern Europe is certainly one of great national interest. In recent years it has significantly involved public opinion.

In this paper, further research results are presented (PAT - DICAM UNITN 8984/896-2016 convention) on freight traffic at the Brenner pass. Previous results have been published in this journal in the paper [1]. In it, forecasting analyses of demand based on logistic curves were presented, resulting in medium and long-term forecasts relating to several scenarios represented by different transport and operating policy orientations.

In continuity with [1] this work presents some modern multivariate techniques for the analysis of historical series.

^(*) DICAM, Università di Trento.

^(*) DICAM, University of Trento.

In continuità con [1] in questo lavoro si presentano alcune moderne tecniche multivariate per l'analisi delle serie storiche. I modelli ottenuti e tarati con i più aggiornati dati disponibili, hanno consentito la deduzione di strumenti previsionali della domanda delle merci al Brennero caratterizzati da particolare robustezza ed affidabilità statistica.

2. I modelli per la previsione della domanda merci

In termini generali, i modelli di domanda per l'analisi e la previsione del traffico merci si classificano prevalentemente secondo [2]:

- modelli di tipo econometrico: dai semplici modelli di analisi di tendenza basati sui livelli delle quantità trasportate ai più sofisticati modelli multivariati (in essi sono compresi anche i modelli di scelta discreta, o *discrete choice models*);
- modelli di pianificazione dei trasporti, noti come a quattro stadi (generazione - distribuzione - scelta modale - assegnazione della domanda di traffico);
- modelli input-output, o delle interdipendenze settoriali, che traducono l'attività economica espressa in termini monetari in tonnellate di merci scambiate all'interno di un contesto internazionale o interregionale.

Con riferimento alla segmentazione e trattazione del dato, invece, i modelli di domanda per l'analisi e la previsione del traffico merci si distinguono in genere in aggregati e disaggregati [3], [4]. I modelli aggregati considerano, ad esempio, variabili che descrivono situazioni di insieme (es. una categoria merceologica, un settore economico, un corridoio di traffico, etc.). I modelli disaggregati, invece, considerano generalmente i micro-dati relativi alla singola spedizione o al singolo spedizioniere.

I modelli di tipo econometrico sono solitamente impiegati in situazioni nelle quali, per diversi motivi, risulta non praticabile o comunque non preferibile lo sviluppo di modelli di pianificazione dei trasporti o del tipo input-output. Ciò accade se non è possibile disporre di informazioni aggiornate rispetto alla situazione attuale ed affidabili per produrre stime previsionali sul breve, medio e lungo periodo. Come noto i modelli econometrici sono adatti per studiare l'effetto dei cicli economici sul sistema dei trasporti. Nella loro specificazione multivariata con essi si indagano le relazioni statistiche tra la domanda di trasporto e i driver, identificati come variabili indipendenti, per fornire stime separate dell'influenza di ogni fattore sulla variabile dipendente (quantità delle merci).

Occorre rilevare, tuttavia, che se da un lato i modelli econometrici possono essere completamente definiti grazie ad una più agevole reperibilità di dati di input, dall'altro essi presentano alcuni limiti. Tra questi la limitata capacità di incorporare cambiamenti nella rete di trasporto e di tenere conto degli effetti di congestione sulle relative

The models obtained and calibrated with the most up-to-date data available, allowed deducting forecasting tools for freight demand at the Brenner featured by particular statistical robustness and reliability.

2. Freight demand forecasting models

In general terms, demand models for the analysis and forecast of freight traffic are mainly classified according to [2]:

- *econometric type models: from simple trend analysis models based on the levels of the quantities transported to the most sophisticated multivariate models (they also include discrete choice models);*
- *transport planning models, known as four-stage (generation - distribution - modal choice - allocation of traffic demand);*
- *input-output models, or sectorial interdependencies, which translate the economic activity expressed in monetary terms into tons of goods exchanged within an international or interregional context.*

With reference to the segmentation and treatment of the data, on the other hand, demand models for the analysis and forecast of freight traffic are generally distinguished in aggregate and disaggregated [3], [4]. Aggregate models consider, for example, variables that describe overall situations (e.g. a product category, an economic sector, a traffic corridor, etc.). Disaggregated models, on the other hand, generally consider micro-data relating to the single shipment or to the single shipper.

The econometric type models are usually used in situations where, for various reasons, the development of transport planning models or of the input-output type is not feasible or not preferable. This happens if updated information and reliable to produce forecast estimates in the short, medium and long term cannot be obtained with respect to the current situation. As known, econometric models are suitable for studying the effect of economic cycles on the transport system. In their multivariate specification with them statistical relationships between the transport demand and the drivers, identified as independent variables are investigated, to provide separate estimates of the influence of each factor on the dependent variable (quantity of goods).

It should be noted, however, that while on the one hand econometric models can be completely defined thanks to easier availability of input data, on the other they have some limits. Among these is the limited ability to incorporate changes in the transport network and to take into account the effects of congestion on the relative variations in modal choice [5]. Given the above, econometric type models are deduced and implemented below for which there are specific modelling solutions that allow recovering some of the limits just mentioned.

variazioni di scelta modale [5]. Ciò premesso, nel seguito vengono dedotti ed implementati modelli di tipo econometrico per i quali si presentano specifiche soluzioni modellistiche che consentono di recuperare alcuni dei limiti appena richiamati.

L'utilizzo di modelli per l'analisi delle serie temporali, sia univariate che multivariate, è estremamente diffuso [5] poiché le variabili possono essere facilmente individuate e interpretate, e i modelli risultano spesso di semplice implementazione e non particolarmente data-intensive [6]. Le applicazioni possono essere molto diverse: dagli approcci interpolativi nella stima del trend dei livelli delle variabili (interpolazioni lineari, polinomiali, logistiche, etc.) ad approcci generalmente noti come Auto Regressive Distributed Lag (ARDL). Gli ARDL consentono di connettere l'andamento della variabile dipendente (livello o n-differenza secondo i requisiti di stazionarietà) ad una componente autoregressiva e a componenti a ritardi distribuiti (determinazioni precedenti della variabile valutata al tempo in esame) relative ad altre variabili esplicative. Tra i metodi interpolativi si richiamano, ad esempio, quelli che utilizzano funzioni comprensive di vincoli di capacità. Trattasi dei modelli basati sulla stima di funzioni logistiche di Gompertz [1] o i modelli di crescita a tasso variabile [7], [8].

Tra i modelli ARDL, invece, si richiamano: quelli di cointegrazione (CI); a correzione d'errore (ECM); autoregressivi integrati a media mobile, con e senza modellazione stagionale (ARIMA e SARIMA); vettoriali autoregressivi (VAR). A fini esemplificativi, tra le applicazioni dei modelli ARDL si possono citare: [9] nel quale la cointegrazione e la correzione d'errore sono utilizzate per analizzare le relazioni tra performance di trasporto e variabili macroeconomiche in India; [10] dove si usa un modello VAR per esplorare le relazioni di lungo periodo nel traffico ferroviario merci in India; [11] nel quale si utilizzano modelli ARIMA e SARIMA per ottenere previsioni sul traffico ferroviario di alcune tipologie merceologiche in Estonia; [12] ove si applicano 6 differenti modelli econometrici per individuare le elasticità dell'attuale domanda ferroviaria e stradale e prevedere la domanda futura in Gran Bretagna; [13] dove si utilizza una Band Spectrum Regression (BSR) per evidenziare i legami tra cicli e trend nella domanda di trasporto merci e andamento delle variabili macro-economiche in Svezia.

Nella grande variabilità degli approcci alla modellazione delle serie temporali, in generale si possono distinguere modelli marcatamente aggregati - che considerano l'intero volume trasportato a livello nazionale (e.g. [14], [15]) - ovvero espressi con aggregazioni a livello settoriale o sotto-settoriale (e.g. [16]).

Anche per quanto riguarda i modelli di scelta discreta (*discrete choice models*) sono disponibili formulazioni aggregate. Esse considerano un volume complessivo di merce trasportata (generalmente per coppie di Origine - Destinazione) massimizzando l'utilità complessiva invece di quella singola di ciascun decisore coinvolto nella scelta di

The use of models for the analysis of both univariate and multivariate time series is extremely widespread [5] since the variables can be easily identified and interpreted, and the models are often simple to implement and not particularly data-intensive [6]. Applications can be very different: from interpolation approaches in estimating the trend of variable levels (linear, polynomial, logistic interpolations, etc.) to approaches generally known as Auto Regressive Distributed Lag (ARDL). The ARDLs allow connecting the trend of the dependent variable (level or n-difference according to the stationary requirements) to an autoregressive component and to components with distributed delays (previous determinations of the variable evaluated at the time under examination) relative to other explanatory variables. Interpolative methods include, for example, those that use functions with capacity constraints. These are models based on the estimate of Gompertz logistic functions [1] or variable rate growth models [7], [8].

Among the ARDL models, instead, we refer to: cointegration ones (CI); with error correction (ECM); autoregressive integrated with moving average, with and without seasonal modelling (ARIMA and SARIMA); vector autoregressive (VAR). For example, among the applications of ARDL models we can mention: [9] in which cointegration and error correction are used to analyse the relationships between transport performance and macroeconomic variables in India; [10] where a VAR model is used to explore long-term relationships in rail freight traffic in India; [11] in which ARIMA and SARIMA models are used to obtain rail traffic forecasts for some types of goods in Estonia; [12] where 6 different econometric models are applied to identify the elasticity of current rail and road demand and forecast future demand in Great Britain; [13] where a Band Spectrum Regression (BSR) is used to highlight the links between cycles and trends in the demand for freight transport and the trend of macro-economic variables in Sweden.

In the great variability of approaches to time series modelling, markedly aggregated models can be generally distinguished - which consider the entire volume transported at national level (e.g. [14], [15]) - or expressed with aggregations at sectorial or sub-sectorial level (e.g. [16]).

Aggregate formulations are available also for discrete choice models. They consider a total volume of goods transported (generally for Origin - Destination pairs) maximising the overall utility instead of the single one of each decision maker involved in the transport choice considered. These models are also called Logit Aggregates and are used when no disaggregated data are available. They are also used when it is in any case more convenient to operate in an aggregate manner, in the specification of the modal choice model.

With respect to this type of model, thoroughly described in [17], the well-known differences model can be quoted [3] and the dynamic modal split model introduced by [7], [8] and used in this research.

trasporto considerata. Questi modelli sono detti anche Logit Aggregati e sono utilizzati quando non sono disponibili dati disaggregati. Essi si usano anche quando risulta comunque più conveniente, nella specificazione del modello di scelta modale, operare in maniera aggregata.

Rispetto a questa tipologia di modelli, ampiamente descritta in [17], si possono citare il noto modello delle differenze [3] e il modello dinamico di split modale introdotto da [7], [8] ed utilizzato in questa ricerca.

2.1 Struttura della ricerca

La natura del contesto in cui questa ricerca si colloca [1] indirizza verso l'uso di modelli di tipo econometrico aggregato (cfr. precedente §).

Nella trattazione che segue, per il Brennero si ricorre all'utilizzo integrato dei due tipi di modelli econometrici prima richiamati: i modelli per l'analisi delle serie storiche, per stimare i livelli dei tonnelli totali annuali complessivi, senza distinzione sul tipo di trasporto; quelli di scelta discreta per stimare le quote di ripartizione modale del tonnellaggio complessivo annuale tra strada e ferrovia. Occorre sottolineare che la variabile tonnellaggio per la rappresentazione dell'andamento del traffico al valico, potrebbe comunque risentire dei fenomeni di cambiamento strutturale avvenuti o in atto nel settore logistico. Nel corso degli anni, infatti, la tendenza ad una maggiore parcellizzazione dei beni trasportati (si pensi in questi termini all'impatto del commercio elettronico) potrebbe determinare situazioni nelle quali una riduzione del tonnellaggio con contestuale aumento del volume dei beni trasportati (ossia in cui merci pesanti vengono sostituite da merci più leggere e voluminose) non si traduce necessariamente in minori movimenti di mezzi su strada e ferrovia. Di queste situazioni potenziali si terrà conto con debiti approfondimenti nel prosieguo della ricerca.

Per la stima della domanda complessiva, in particolare, viene qui impiegato un modello di tipo econometrico aggregato applicato all'analisi di serie storiche multivariate che considera l'intero ammontare del tonnellaggio annuo trasportato in funzione di alcune variabili macroeconomiche nazionali, seguendo un approccio di cointegrazione (CI) e correzione d'errore (ECM). Viene quindi specificato e stimato nei parametri, come nel seguito dettagliatamente riportato, un modello moltiplicativo per la stima dei valori di elasticità della domanda di trasporto rispetto alle variabili indipendenti.

Per la presenza di vincoli capacitivi al trasporto merci per il corridoio del Brennero, viene poi specificato e calibrato un ulteriore modello aggregato con dinamica di aggiustamento parziale delle elasticità [18]. Esso, per l'esistenza di una soglia di capacità di trasporto del valico del Brennero per il sistema complessivo strada+ferrovia, consente di avere stime di domanda più realistiche nel lungo periodo.

2.1. Research structure

The nature of the context in which this research is placed [1] is oriented towards the use of aggregate econometric models (see previous §).

In the following discussion, recourse are made to the integrated use of the two types of econometric models previously referred to for the Brenner: the historical series analysis models, to estimate the total annual tonnage levels, without distinction on the type of transport; those of discrete choice to estimate the modal split shares of the total annual tonnage between road and rail. It should be emphasised that the variable tonnage for the representation of the traffic trend at the pass, could however be affected by the structural change phenomena occurred or taking place in the logistics sector. Over the years, in fact, the tendency to greater fragmentation of the goods transported (think in these terms of the impact of e-commerce) could lead to situations in which a reduction in tonnage with a simultaneous increase in the volume of transported goods (i.e. in which heavy goods are replaced by lighter and more voluminous goods) does not necessarily translate into smaller movements of road and rail vehicles. In the course of the research these potential situations will be taken into account with in-depth analysis.

In particular, to estimate the overall demand, an aggregate econometric model is used, applied to the analysis of multivariate time series which considers the entire amount of the annual tonnage transported according to some national macroeconomic variables, following a cointegration (CI) and error correction (ECM) approach. A multiplicative model is then specified and estimated in the parameters, as described in detail below, to estimate the elasticity values of the transport demand with respect to the independent variables.

Due to the presence of capacitive constraints on freight transport for the Brenner corridor, an additional aggregate model with partial elasticity adjustment dynamics is specified and calibrated [18]. Due to the existence of a threshold of transport capacity of the Brenner pass for the overall road + rail system, it allows for more realistic demand estimates in the long term.

The dynamic model proposed in [7] is used for the evaluation of the modal split, to be applied to the estimate of the total tonnage transported (road + rail). With this we remove the hypothesis of instant adaptation in the modal choice to the variation of the costs of the alternatives. This model, in fact, is particularly suitable for the purposes of this paper, in which we consider a modal share that is affected by the cost changes to the previous period used by a fraction of users. For the cost functions of the alternatives, quadratic relations are assumed with the overall quantities transported. Furthermore, appropriate heuristic corrections are introduced for the aforementioned functions to take into account the existence of capacitive constraints and any variations in the transport offer. The model is calibrated by non-linear optimisation considering the historical data of the road and rail modal percentages at the Brenner pass.

Per la valutazione delle quote di ripartizione (split) modale, da applicarsi alla stima dei tonnelli complessivamente trasportati (strada+ferrovia), si utilizza il modello dinamico proposto in [7]. Con esso si rimuove l'ipotesi di istantaneo adattamento nella scelta modale alla variazione dei costi delle alternative. Questo modello, infatti, si presenta particolarmente adatto per le finalità del presente, nel quale si considera una quota modale che risente dei cambiamenti di costo al periodo precedente operati da una frazione di utenti. Per le funzioni di costo delle alternative sono ipotizzate relazioni quadratiche con le quantità complessivamente trasportate. Per le predette funzioni, inoltre, vengono introdotte opportune correzioni euristiche per tenere conto dell'esistenza di vincoli capacitivi e di eventuali variazioni di offerta di trasporto. Il modello viene calibrato mediante ottimizzazione non lineare considerando i dati storici delle percentuali modali strada e ferrovia al valico del Brennero.

I modelli appena richiamati utilizzano dati del periodo 1990-2017. Essi sono poi impiegati per effettuare previsioni relative a: traffico annuale merci al Brennero come tonnellaggio totale sulle due modalità di trasporto (strada+ferrovia); quote di split modale strada/ferrovia e, mediante le precedenti stime, tonnellaggio totale annuale distinto per modalità (strada e ferrovia).

In particolare, si considerano due scenari: lo scenario A di sola evoluzione del contesto macroeconomico, supponendo l'invarianza del sistema infrastrutturale; lo scenario B nel quale, oltre all'evoluzione del contesto macroeconomico dello scenario A, vi è anche una evoluzione del sistema infrastrutturale ferroviario, con completamento della Galleria di Base e quadruplicamento della linea [1].

I risultati ottenuti sono quindi messi a confronto con le precedenti stime di [1] e con le stime prodotte da altri negli anni.

3. I modelli aggregati per la previsione dei tonnellaggi totali

3.1. Il modello di equilibrio a lungo termine

Come già detto, i modelli econometrici aggregati di evoluzione della domanda dei sistemi di trasporto consistono in relazioni tra traffico ed un insieme di variabili esplicative, del tipo

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1)$$

dove y è domanda di traffico (variabile dipendente) e x_i ($i = 1, \dots, n$) sono le variabili esplicative (indipendenti). A fini econometrici relazioni del tipo (1) sono caratterizzate rispetto all'elasticità, definita da:

$$E_{x_i} = \left(\frac{\Delta y}{y} \right) / \left(\frac{\Delta x_i}{x_i} \right) \quad (2)$$

Per la definizione della forma funzionale più appropriata per descrivere la funzione di domanda (1) si può

The models mentioned above use data from the 1990-2017 period. They are then used to make forecasts for: annual freight traffic at the Brenner pass as total tonnage on the two transport modes (road + rail); road/rail modal split shares and, through the previous estimates, total annual tonnage differentiated by mode (road and rail).

In particular, two scenarios are considered: scenario A which is the sole evolution of the macroeconomic context, assuming the invariance of the infrastructural system; scenario B in which, in addition to the evolution of the macroeconomic context of scenario A, there is also an evolution of the railway infrastructural system, with completion of the Base Tunnel and quadrupling of the line [1].

The results obtained are then compared with the previous estimates of [1] and with the estimates produced by others over the years.

3. Aggregate models for the forecast of total tonnages

3.1. Long-term equilibrium model

As already mentioned, the aggregate econometric models of the transport system demand evolution consist in relations between traffic and a set of explanatory variables, such as

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1)$$

where y is the demand for traffic (dependent variable) and x_i ($i = 1, \dots, n$) are the explanatory (independent) variables. For econometric purposes, relations of type (1) are characterised with respect to elasticity, defined by:

$$E_{x_i} = \left(\frac{\Delta y}{y} \right) / \left(\frac{\Delta x_i}{x_i} \right) \quad (2)$$

For the definition of the most appropriate functional form to describe the demand function (1) we can refer to the Cobb-Douglas multiplicative function:

$$y = e^{\alpha_0} [x_1^{\alpha_1} \cdot x_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot x_i^{\alpha_i} \cdot \dots \cdot x_n^{\alpha_n}] = e^{\alpha_0} \prod_i x_i^{\alpha_i} \quad (3)$$

where α_0 and α_i are constant parameters. In particular, α_i represent the elasticities of y with respect to the independent variables x_i .

If function $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ is expressed with the multiplicative model of the form (3), moving to the logarithms a linear expression of the following type is obtained:

$$\ln(y) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i) \quad (4)$$

To detail (4) (determine α_0 and α_i) recourse is made to linear regression, introducing a suitable error term ε . Thus, placing in a certain interval T (e.g. for T years) the historical series of the values actually recorded for the dependent variable y and for the independent variables x_i in each of the homogeneous t sub-intervals in which the

fare riferimento alla funzione moltiplicativa di Cobb-Douglas:

$$y = e^{\alpha_0} [x_1^{\alpha_1} \cdot x_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot x_i^{\alpha_i} \cdot \dots \cdot x_n^{\alpha_n}] = e^{\alpha_0} \prod_i x_i^{\alpha_i} \quad (3)$$

dove α_0 e α_i sono parametri costanti. In particolare, le α_i rappresentano le elasticità di y rispetto alle variabili indipendenti x_i .

Se la funzione $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ viene espressa con il modello moltiplicativo della forma (3), passando ai logaritmi si ottiene una espressione lineare del tipo seguente:

$$\ln(y) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i) \quad (4)$$

Per particolareggiare la (4) (determinare α_0 e α_i) si ricorre alla regressione lineare, introducendo un opportuno termine di errore ε . Così, disponendo in un certo intervallo T (es. per T anni) della serie storica dei valori effettivamente registrati per la variabile dipendente y e per le variabili indipendenti x_i in ognuno dei sottointervalli omogenei t in cui lo stesso può essere suddiviso (es. per ogni anno t), si possono scrivere equazioni del tipo

$$\ln(y)_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i)_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Con questo criterio si può determinare il valore dei parametri α_0 ed $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_n$.

Affinché il modello possa essere particolareggiato nei livelli delle variabili, ovvero nei relativi logaritmi, occorre che le serie storiche in esame risultino stazionarie. Se, invece, la serie non risulta stazionaria, devono essere effettuate trasformazioni (differenziazioni) al fine di ottenere una serie trasformata stazionaria e quindi utilizzabile per effettuare previsioni [19].

In generale una serie stazionaria si dice integrata di ordine 0 e si scrive sinteticamente $I(0)$, mentre una serie non stazionaria si dice di ordine d , sinteticamente $I(d)$, se può essere resa stazionaria (quindi $I(0)$) con d differenziazioni. In particolare si dice $I(1)$ una serie non stazionaria che può essere resa $I(0)$ con una sola differenziazione delle relative osservazioni. Come efficacemente segnalato da GRANGER e NEWBOLD [20], una regressione che utilizza serie storiche non stazionarie può portare a false inferenze (i cosiddetti casi di regressione spuria). Occorre osservare che la differenziazione delle serie per renderle stazionarie produce una perdita di informazione della serie trasformata rispetto a quella originaria. Questi aspetti sono ben noti in econometria. Per essi si rimanda a [19] dove, tra l'altro, vengono dettagliatamente descritti gli aspetti di cointegrazione tra due o più serie non stazionarie. Con cointegrazione si intende l'esistenza tra due o più serie non stazionarie di combinazioni lineari delle stesse che risulti poi stazionaria.

Tornando al caso in esame, il modello di regressione appena richiamato per l'individuazione dei coefficienti (elasticità) della funzione di Cobb-Douglas può essere implementato operando sui livelli delle variabili se le

same can be divided (e.g. for each year t), we can write equations of the type

$$\ln(y)_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i)_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

With this criterion the value of the parameters α_0 and $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_n$ can be determined.

In order for the model to be detailed in the levels of the variables, or in the relative logarithms, the historical series in question must be stationary. If, on the other hand, the series is not stationary, transformations (differentiations) must be carried out in order to obtain a stationary transformed series that can then be used to make forecasts [19].

In general a stationary series is called integrated of order 0 and is written synthetically $I(0)$, while a non-stationary series is called of order d , synthetically $I(d)$, if it can be made stationary (hence $I(0)$) with d differentiations. In particular, $I(1)$ is a non-stationary series that can be made $I(0)$ with a single differentiation of the relative observations. As effectively reported by GRANGER AND NEWBOLD [20], a regression that uses non-stationary historical series can lead to false inferences (so-called spurious regression cases). It should be noted that the differentiation of the series to make them stationary produces a loss of information of the transformed series with respect to the original one. These aspects are well known in econometrics. For these, see [19] where, among other things, the aspects of cointegration between two or more non-stationary series are described in detail. Cointegration means the existence between two or more non-stationary series of linear combinations of the same that is then stationary.

Returning to the case in question, the regression model just mentioned for the identification of the coefficients (elasticity) of the Cobb-Douglas function can be implemented by operating on the levels of the variables if they are in themselves stationary ($I(0)$), or if they are cointegrated. In this case, if the cointegration consists of at least one linear combination which results in $I(0)$ the regression estimated at least squares produces residuals which are also $I(0)$, i.e. stationary.

With respect to the definition of the general form of the model, in relation both to the different units of measurement with which the different historical series under examination are represented, and to the separation of the effects due to each of the explanatory variables on traffic elasticity, in general each of the series is normalised with respect to its initial value. In this case the series are represented by the fixed base index numbers ($t = 0$), obtaining the form:

$$\frac{(y)_t}{(y)_0} = e^{\alpha_0} \prod_i \left(\frac{(x_i)_t}{(x_i)_0} \right)^{\alpha_i} \quad (6)$$

The coefficients of (6) are estimated with linear regression:

$$\ln \frac{(y)_t}{(y)_0} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \frac{\ln(x_i)_t}{\ln(x_i)_0} + \varepsilon_t \quad (7)$$

stesse sono stazionarie di per sé (I(0)), ovvero se risultano cointegrate. In questo caso se la cointegrazione consiste in almeno una combinazione lineare che risulti I(0) la regressione che si stima ai minimi quadrati produce residui che sono anche essi I(0), cioè stazionaria.

Rispetto alla definizione della forma generale del modello, in relazione sia alle differenti unità di misura con le quali si rappresentano le diverse serie storiche in esame, sia alla separazione degli effetti dovuti a ciascuna delle variabili esplicative sull'elasticità del traffico, in genere si normalizza ciascuna delle serie rispetto al relativo valore iniziale. In questo caso le serie si rappresentano attraverso i numeri indice a base fissa ($t = 0$), ottenendo la forma:

$$\frac{(y)_t}{(y)_0} = e^{\alpha_0} \prod_i \left(\frac{(x_i)_t}{(x_i)_0} \right)^{\alpha_i} \quad (6)$$

I coefficienti della (6) si stimano con la regressione lineare:

$$\ln \frac{(y)_t}{(y)_0} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \frac{\ln(x_i)_t}{\ln(x_i)_0} + \varepsilon_t \quad (7)$$

La forma linearizzata può anche scriversi come:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i (X_i)_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

dove $Y_t = \ln \frac{(y)_t}{(y)_0}$, $X_t = \ln \frac{\ln(x_i)_t}{\ln(x_i)_0}$, e^{α_0} è una costante del modello e le α_i sono i valori di elasticità della variabile Y rispetto a ciascuna delle X_i .

La (8) rappresenta, quindi, grazie alla cointegrazione esistente tra le serie storiche $\{Y, X_i\}$, la relazione di equilibrio nel lungo periodo tra la variabile dipendente Y ed i regressori X_i . Essa risulta non spuria, appunto, per l'esistenza di cointegrazione tra le stesse variabili. A tal proposito occorre ricordare che, come evidenziato in [21] se le serie iniziali nei livelli sono cointegrate, sono cointegrate anche quelle nei relativi logaritmi, anche con normalizzazione rispetto a $t=0$.

3.2. Il modello con dinamica di aggiustamento

Come già riportato in [1], l'utilizzo di un modello previsionale del tipo regressivo, anche se adatto alla descrizione l'evoluzione temporale della variabile dipendente fino all'attualità, non risulta di fatto pienamente utile a fini previsionali quando la stessa variabile, ed eventualmente i predittori considerati come esplicativi del fenomeno (y e le varie x_i) tendono a valori di soglia.

Nel caso dei modelli aggregati di domanda espressi nella forma generale dell'equazione (8) la stima dei coefficienti costanti del modello e l'utilizzo di quest'ultimo ai fini previsionali produce di fatto proiezioni future a crescita indefinita nel lungo periodo.

Per ovviare a questa circostanza in [18] si propone un modello regressivo ad aggiustamento variabile che pren-

The linearized form can also be written as:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i (X_i)_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

where $Y_t = \ln \frac{(y)_t}{(y)_0}$, $X_t = \ln \frac{\ln(x_i)_t}{\ln(x_i)_0}$, e^{α_0} is a constant of the model and are the α_i elasticity values of the variable Y with respect to each of the X_i .

The (8) represents, therefore, the equilibrium relationship in the long term between the dependent Y variable and the regressors X_i , thanks to the existing cointegration between the historical series $\{Y, X_i\}$. It is precisely not spurious, due to the existence of cointegration between the same variables. In this regard it should be noted that, as highlighted in [21] if the initial series in the levels are cointegrated, those in the related logarithms are also integrated, even with normalisation with respect to $t = 0$.

3.2. The model with adjustment dynamics

As already reported in [1], the use of a regressive forecasting model, even if suitable for the description of the temporal evolution of the dependent variable up to the present, is not in fact fully useful for forecasting purposes when the same variable, and possibly the predictors considered as explanatory of the phenomenon (y and the various x_i) tend to threshold values.

In the case of aggregate demand models expressed in the general form of equation (8), the estimation of the constant coefficients of the model and the use of the latter for forecasting purposes produces de facto long-term future growth projections.

To overcome this circumstance in [18] a regressive model is proposed with variable adjustment that examines a threshold value for the dependent variable. Along with the modelling of the form of equilibrium (8) already presented, the presence of a further dynamic equation based on the introduction of an adjustment variable $\lambda = \lambda_i$ is envisaged. In this way the variable adjustment is given by:

$$\Delta Y_t = \lambda_t \cdot (Y_t - Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

In the direction of the variable adjustment, the speed of the same must decrease as the level of Y_t increases, that is, when the latter approaches the capacity. By indicating the capacity with Y^* , the quality level of the transport system to the period t is defined as the quantity

$$\tau_t = (Y^* - Y_{t-1}) / Y^* \quad (10)$$

The dependency on τ_t is assumed for the adjustment variable λ , according to the parameter θ , thus obtaining

$$\lambda_t = \theta \cdot \tau_t = \theta \cdot [(Y^* - Y_{t-1}) / Y^*] \quad (11)$$

The result is a variable adjustment between $\lambda_i = \theta$ when $\tau_i = 1$ and $\lambda_i = 0$ when $\tau_i = 0$.

By replacing the (11) in the (9) one has

de in esame un valore soglia per la variabile dipendente. Con esso si prevede, accanto alla modellazione della forma di equilibrio (8) già presentata, la presenza di una ulteriore equazione dinamica basata sull'introduzione di una variabile di aggiustamento $\lambda = \lambda_t$. In questo modo l'aggiustamento variabile è dato da:

$$\Delta Y_t = \lambda_t \cdot (Y_t - Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Nella direzione dell'aggiustamento variabile, la velocità dello stesso deve diminuire all'aumentare del livello della Y_t , cioè all'avvicinarsi di quest'ultima alla capacità. Indicando con Y^* la capacità, si definisce livello di qualità del sistema di trasporto al periodo t la quantità

$$\tau_t = (Y^* - Y_{t-1}) / Y^* \quad (10)$$

Si assume per la variabile di aggiustamento λ la dipendenza da τ_t , secondo il parametro θ , ottenendo quindi

$$\lambda_t = \theta \cdot \tau_t = \theta \cdot [(Y^* - Y_{t-1}) / Y^*] \quad (11)$$

Ne segue un aggiustamento variabile tra $\lambda_t = \theta$ quando $\tau_t = 1$ e $\lambda_t = 0$ quando $\tau_t = 0$.

Sostituendo la (11) nella (9) si ha

$$\Delta Y_t = \lambda_t \cdot \left(\alpha_o + \sum_i \alpha_i \cdot (X_i)_t - Y_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (12)$$

da cui

$$\frac{\Delta Y_t}{\tau_t} = \theta \cdot \alpha_o + \sum_i \theta \cdot \alpha_i \cdot (X_i)_t - \theta \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} = \alpha'_o + \sum_i \alpha'_i \cdot (X_i)_t - \theta \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (13)$$

Il modello (13) si stima ai minimi quadrati nei parametri θ , α'_o ed α'_i , ..., α'_n . Dai predetti parametri, mediante la determinazione del parametro di aggiustamento θ , si ricavano la costante del modello statico $e^{\alpha_o} = e^{\alpha'_o/\theta}$ le elasticità costanti rispetto a ciascun predittore $\alpha_i = \alpha'_i/\theta$.

Considerando che la (13) può essere scritta come

$$Y_t = \beta^*_o + \sum_i \beta^*_{it} \cdot (X_i)_t + \gamma^*_{it} \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (14)$$

è evidente la somiglianza con la (8) una volta che si è rimosso il vincolo della costanza delle elasticità, risultando

$$\beta^*_o = \tau_t \cdot \theta \cdot \alpha_o, \beta^*_{it} = \tau_t \cdot \theta \cdot \alpha_i \text{ e } \gamma^*_{it} = (1 - \tau_t \cdot \theta).$$

4. Il modello aggregato per la previsione dello split modale strada/ferrovia

L'analisi dell'evoluzione dello scambio modale è stata oggetto di recenti studi [7], [8], nei quali si affronta anche il caso del Brennero. In [7] viene presentato un modello dinamico di split modale in un contesto multimodale per le merci, supponendo che l'evoluzione temporale della domanda di traffico merci possa essere accompagnata da una corrispondente evoluzione dei sistemi di trasporto. Quest'ultima è considerata in termini di capacità dei sistemi stessi e di una conseguente ridefinizione dei costi del trasporto nei confronti dei quali si registra una variazione non istantanea nei livelli di domanda.

$$\Delta Y_t = \lambda_t \cdot \left(\alpha_o + \sum_i \alpha_i \cdot (X_i)_t - Y_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (12)$$

from which

$$\frac{\Delta Y_t}{\tau_t} = \theta \cdot \alpha_o + \sum_i \theta \cdot \alpha_i \cdot (X_i)_t - \theta \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} = \alpha'_o + \sum_i \alpha'_i \cdot (X_i)_t - \theta \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (13)$$

The model (13) is estimated at the least squares in parameters θ , α'_o and $\alpha'_1, \dots, \alpha'_n$. From the aforementioned parameters, through the determination of the adjustment parameter θ , the constant of the static model $e^{\alpha_o} = e^{\alpha'_o/\theta}$ and the constant elasticities with respect to each predictor $\alpha_i = \alpha'_i/\theta$ are obtained.

Considering that (13) can be written as

$$Y_t = \beta^*_o + \sum_i \beta^*_{it} \cdot (X_i)_t + \gamma^*_{it} \cdot Y_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (14)$$

the similarity with (8) is evident once the constraint of constancy of elasticities has been removed, resulting

$$\beta^*_o = \tau_t \cdot \theta \cdot \alpha_o, \beta^*_{it} = \tau_t \cdot \theta \cdot \alpha_i \text{ and } \gamma^*_{it} = (1 - \tau_t \cdot \theta).$$

4. The aggregate model for the forecast of the road/rail modal split

The analysis of the evolution of the modal exchange has been the subject of recent studies [7], [8], in which the case of the Brenner is also addressed. In [7] a dynamic modal split model is presented in a multimodal context for goods, assuming that the temporal evolution of freight traffic demand may be accompanied by a corresponding evolution of transport systems. The latter is considered in terms of the capacity of the systems themselves, and of a consequent redefinition of transport costs with respect to which there is a non-instantaneous variation in the levels of demand.

Below are the essential aspects of the model in [7], in consideration of the presence, in the case in question, of the two road and rail modes for which at t time the traffic demand in terms of total tonnages y_t is divided between road and railway in the two percentages respectively s_t and f_t . Thus the tonnages transported with the two systems are

$$y_t \cdot s_t \text{ and } y_t \cdot f_t = y_t \cdot (1 - s_t).$$

In general the cost of each alternative is a random variable for which an average value can be assumed that at time t is a function of the quantity transported, or of the relationship between the same and the capacity. These average values in the case of the systems in question are indicated with c_s and c_f . In these terms, the probability of choosing the road mode is equal to the probability that the cost on the road is lower than on rail and vice versa, i.e.:

$$\begin{aligned} P_s^{t+1} &= P[-c_s^t + \varepsilon_s^t > -c_f^t + \varepsilon_f^t] \\ P_f^{t+1} &= P[-c_f^t + \varepsilon_f^t > -c_s^t + \varepsilon_s^t] \end{aligned} \quad (15)$$

If the residuals $\varepsilon_s^t, \varepsilon_f^t$ are distributed according to a Gumbel random variable with zero mean and constant scale parameter equal to 1, the equations identify a Binary Logit

Di seguito vengono esposti gli aspetti essenziali del modello in [7], in considerazione della presenza, nel caso in esame, delle due modalità strada e ferrovia per le quali all'istante temporale t la domanda di traffico in termini di tonnellaggi totali y_t si suddivide tra strada e ferrovia nelle due percentuali rispettivamente s_t e f_t . Così i tonnellaggi trasportati con i due sistemi risultano

$$y_t \cdot s_t \text{ e } y_t \cdot f_t = y_t \cdot (1 - s_t).$$

In generale il costo di ogni alternativa è una variabile aleatoria per la quale si può supporre un valore medio che al tempo t sia funzione della quantità trasportata, ovvero del rapporto tra la stessa e la capacità. Tali valori medi nel caso dei sistemi in esame si indicano con c_s e c_f . In questi termini, la probabilità di scelta della modalità strada è uguale alla probabilità che il costo su strada sia inferiore a quello su ferrovia e viceversa, ossia:

$$\begin{aligned} P_s^{t+1} &= P[-c_s^t + \varepsilon_s^t > -c_f^t + \varepsilon_f^t] \\ P_f^{t+1} &= P[-c_f^t + \varepsilon_f^t > -c_s^t + \varepsilon_s^t] \end{aligned} \quad (15)$$

Se i residui ε_s^t ed ε_f^t sono distribuiti secondo una variabile casuale di Gumbel con media nulla e parametro di scala costante e pari ad 1, le equazioni individuano un modello Logit Binomiale (Binary Logit Model, BLM) [22] per il quale le probabilità di scelta della modalità strada e ferrovia risultano essere:

$$\begin{aligned} P_s^{t+1} &= \frac{\exp[-c_s^t]}{\exp[-c_s^t] + \exp[-c_f^t]} \\ P_f^{t+1} &= \frac{\exp[-c_f^t]}{\exp[-c_s^t] + \exp[-c_f^t]} = 1 - P_s^{t+1} \end{aligned} \quad (16)$$

Considerando ora, ad esempio, l'opzione strada ed indicando con \bar{s}_t la quota di y_{t+1} che opterebbe per la medesima modalità se la totalità delle scelte si orientasse verso la modalità di costo minimo, la P_s^{t+1} può essere considerata una buona stima di \bar{s}_t . Per le due modalità risulta che:

$$\begin{aligned} \bar{s}_t &= P_s^{t+1} \\ \bar{f}_t &= P_f^{t+1} = 1 - P_s^{t+1} \end{aligned} \quad (17)$$

Come anticipato il modello ipotizza che, realizzandosi un ritardo nell'adattamento rispetto alla scelta di una nuova alternativa con minore costo all'istante $t + 1$, tra t e $t + 1$ si abbia:

$$\begin{aligned} s_{t+1} - s_t &= \beta \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} - f_t &= \beta \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (18)$$

e che quindi risulti

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= s_t + \beta \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} &= f_t + \beta \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (19)$$

Le (19) rappresentano le equazioni dinamiche che misurano la velocità con la quale si cambia modalità di trasporto, con velocità tanto maggiore quanto più β (assunto costante) è grande.

Model, BLM [22] for which the probability of choice of the road and rail mode are:

$$\begin{aligned} P_s^{t+1} &= \frac{\exp[-c_s^t]}{\exp[-c_s^t] + \exp[-c_f^t]} \\ P_f^{t+1} &= \frac{\exp[-c_f^t]}{\exp[-c_s^t] + \exp[-c_f^t]} = 1 - P_s^{t+1} \end{aligned} \quad (16)$$

Considering now, for example, the road option and indicating with \bar{s}_t the share of y_{t+1} which would opt for the same modality if the totality of the choices is oriented towards the minimum cost modality, the P_s^{t+1} can be considered a good estimate of \bar{s}_t . For the two modes it turns out that:

$$\begin{aligned} \bar{s}_t &= P_s^{t+1} \\ \bar{f}_t &= P_f^{t+1} = 1 - P_s^{t+1} \end{aligned} \quad (17)$$

As anticipated the model hypothesises that, with a delay in the adaptation with respect to the choice of a new alternative with lower cost at moment $t + 1$, between t and $t + 1$ we have:

$$\begin{aligned} s_{t+1} - s_t &= \beta \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} - f_t &= \beta \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (18)$$

and that therefore the result is -

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= s_t + \beta \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} &= f_t + \beta \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (19)$$

The (19) represent the dynamic equations that measure the speed with which the transport mode is changed, with greater speed the more β (constant assumed) is large.

It is realistic to suppose at this point that c_s^t and c_f^t are functions of the relationship between the quantity transported and the capacity of the system, as often happens in the definition of transport cost functions. If we indicate with k_s^t and k_f^t the capacity of the road and rail system in terms of maximum transportable quantity in t , we have that:

$$\begin{aligned} c_s^t &= c_s^t \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right) \\ c_f^t &= c_f^t \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right) \end{aligned} \quad (20)$$

Assuming a second degree polynomial for c_s^t and c_f^t in $\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t}$ and $\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t}$ x, the aforementioned costs can be expressed with:

$$\begin{aligned} c_s^t &= \gamma_{0,s} + \gamma_{1,s} \cdot \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right) + \gamma_{2,s} \cdot \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right)^2 \\ c_f^t &= \gamma_{0,f} + \gamma_{1,f} \cdot \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right) + \gamma_{2,f} \cdot \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right)^2 \end{aligned} \quad (21)$$

If within a sequence of intervals the capacities k_s^t and k_f^t are constant, the cost functions (21) are simplified, resulting in:

È realistico supporre a questo punto che c_s^t e c_f^t siano funzioni del rapporto tra la quantità trasportata e la capacità del sistema, come sovente accade nella definizione delle funzioni di costo di trasporto. Se si indica con k_s^t e k_f^t la capacità del sistema stradale e ferroviario in termini di massimo quantitativo trasportabile in t , si ha che:

$$\begin{aligned} c_s^t &= c_s^t \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right) \\ c_f^t &= c_f^t \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right) \end{aligned} \quad (20)$$

Ipotizzando un polinomio di secondo grado per c_s^t e c_f^t in $\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t}$ e $\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t}$, i suddetti costi si possono esprimere con:

$$\begin{aligned} c_s^t &= \gamma_{0,s} + \gamma_{1,s} \cdot \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right) + \gamma_{2,s} \cdot \left(\frac{y_t \cdot s_t}{k_s^t} \right)^2 \\ c_f^t &= \gamma_{0,f} + \gamma_{1,f} \cdot \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right) + \gamma_{2,f} \cdot \left(\frac{y_t \cdot f_t}{k_f^t} \right)^2 \end{aligned} \quad (21)$$

Se all'interno di una sequenza di intervalli le capacità k_s^t e k_f^t sono costanti, le funzioni di costo (21) si semplificano, risultando:

$$\begin{aligned} c_s^t &= \gamma_{0,s} + \delta_{1,s} \cdot (y_t \cdot s_t) + \delta_{2,s} \cdot (y_t \cdot s_t)^2 \\ c_f^t &= \gamma_{0,f} + \delta_{1,f} \cdot (y_t \cdot f_t) + \delta_{2,f} \cdot (y_t \cdot f_t)^2 \end{aligned} \quad (22)$$

Le equazioni (22), o (21) in forma più generale, rappresentano le funzioni di costo dinamiche che mettono in relazione il valore del costo generalizzato dell'insieme di itinerari che al tempo t caratterizzano le alternative strada e ferrovia rispetto alle tonnellate trasportate (o al grado di saturazione). Ad esse si associano le equazioni (17) che, data la distribuzione dei costi e i relativi valori medi, consentono di calcolare una percentuale modale ideale, quella valida nell'ipotesi di adattamento senza ritardo ad un cambiamento di scelta. L'equazione (19), d'altra parte, consente di tenere in considerazione un ritardo nelle modifiche dei comportamenti di scelta, considerando che solo una frazione muti effettivamente la scelta.

L'applicazione in sequenza delle equazioni (22), (17) e (19) consente quindi di modellare l'evoluzione dello split modale sui vari intervalli t che compongono il periodo di analisi delle serie in esame. Occorre sottolineare che le suddette equazioni risultano espresse nei parametri incogniti β , $\gamma_{0,s}$, $\gamma_{0,f}$, $\delta_{1,s}$, $\delta_{1,f}$, $\delta_{2,s}$, $\delta_{2,f}$, che vanno stimati.

Tale stima può essere operata disponendo, per un certo intervallo T , dell'andamento delle serie storiche dei valori di split modale in ognuno dei sotto-intervalli omogenei t in cui T può essere suddiviso (es. per ogni anno t). Si ottengono in questo modo le percentuali s_t e f_t di y_t per ogni t di T . La stima dei parametri si ottiene valutando parametricamente la sequenza \hat{s}_t di s_t (o \hat{f}_t di f_t) ed imponendo che i valori siano il più vicini possibile a quelli della serie storica. Si assume come criterio di stima la minimizzazione della somma del quadrato degli scarti tra valori stimati e valori misurati.

$$\begin{aligned} c_s^t &= \gamma_{0,s} + \delta_{1,s} \cdot (y_t \cdot s_t) + \delta_{2,s} \cdot (y_t \cdot s_t)^2 \\ c_f^t &= \gamma_{0,f} + \delta_{1,f} \cdot (y_t \cdot f_t) + \delta_{2,f} \cdot (y_t \cdot f_t)^2 \end{aligned} \quad (22)$$

Equations (22), or (21) in a more general form, represent the dynamic cost functions that relate the value of the generalised cost of the set of routes that at time characterise the road and rail alternatives versus the tons transported (or the degree of saturation). They are associated with equations (17) which, given the distribution of costs and the relative average values, allow us to calculate an ideal modal percentage, the one valid in the hypothesis of adaptation without delay to a change of choice. The equation (19), on the other hand, allows taking into account a delay in the modification of the choice behaviour, considering that only a fraction actually changes choice.

The sequential application of equations (22), (17) and (19) therefore allows to model the evolution of the modal split on the various intervals that make up the analysis period of the series in question. It should be emphasised that the above equations are expressed in the unknown parameters β , $\gamma_{0,s}$, $\gamma_{0,f}$, $\delta_{1,s}$, $\delta_{1,f}$, $\delta_{2,s}$, and $\delta_{2,f}$, that must be estimated.

This estimate can be made, for a certain interval T , with the trend of the historical series of the modal split values available in each of the homogeneous sub-intervals in which T can be divided (e.g. for each year t). In this way the percentages s_t and f_t of y_t are obtained for each t of T . Parameter estimation is obtained by parametrically evaluating the sequence \hat{s}_t of s_t (or \hat{f}_t of f_t) and imposing that the values are as close as possible to those of the historic series. The estimation criterion is the minimisation of the sum of the square of the deviations between estimated values and measured values.

Therefore, the unknown parameters are obtained by minimising the function:

$$\begin{aligned} \phi(\gamma_{0,s}, \gamma_{0,f}, \delta_{1,s}, \delta_{1,f}, \delta_{2,s}, \delta_{2,f}, \beta) = \\ = \sum_t [s_t - \hat{s}_t(\gamma_{0,s}, \delta_{1,s}, \delta_{2,s}, \beta)]^2 + [f_t - \hat{f}_t(\gamma_{0,f}, \delta_{1,f}, \delta_{2,f}, \beta)]^2 \end{aligned} \quad (23)$$

Since it is not possible to work in a closed form with ϕ , the estimation of the parameters of (23) can be obtained with recursive heuristic optimisation techniques, starting from an initial parameter vector and proceeding by steps until reaching a stop criterion in the search for a better set of parameters that make ϕ minimum. In [7] the down-hill simplex method of Nelder and Mead is used [23], but alternative non-linear optimisation procedures can be used.

5. Estimate of the aggregate model parameters of the total tonnages

5.1. Estimate of the parameters of the long-term equilibrium model

In this work we consider an update of the database used in [1], to cover the whole period between 1990 and 2017. In detail, for freight traffic at the Brenner, the transported tonnage data reported by Alpinfo bulletins [24] for

Pertanto, i parametri incogniti si ottengono minimizzando la funzione:

$$\phi(\gamma_{0,s}, \gamma_{0,f}, \delta_{1,s}, \delta_{1,f}, \delta_{2,s}, \delta_{2,f}, \beta) = \sum_t [s_t - \hat{s}_t(\gamma_{0,s}, \delta_{1,s}, \delta_{2,s}, \beta)]^2 + [f_t - \hat{f}_t(\gamma_{0,f}, \delta_{1,f}, \delta_{2,f}, \beta)]^2 \quad (23)$$

Poiché non è possibile operare in forma chiusa con ϕ , la stima dei parametri della (23) può essere ottenuta con tecniche euristiche ricorsive di ottimizzazione, partendo da un vettore di parametri iniziale e procedendo per passi fino al raggiungimento di un criterio di stop nella ricerca di un miglior set di parametri che renda ϕ minima. In [7] si utilizza il metodo down-hill simplex di Nelder e Mead [23], ma possono essere utilizzate procedure alternative di ottimizzazione non lineare.

5. La stima dei parametri del modello aggregato dei tonnelliaggi totali

5.1. La stima dei parametri del modello di equilibrio a lungo termine

In questo lavoro si considera un aggiornamento della base dati utilizzata in [1], per coprire l'intero periodo compreso tra il 1990 ed il 2017. Nel dettaglio, per il traffico merci al Brennero sono stati utilizzati i dati dei tonnelliaggi trasportati riportati dai bollettini Alpinfo [24] per le annualità 1990-2014 (come in [1]). Rispetto a questa base dati, il recente report iMONITRAF! [25] ha esteso la serie Alpinfo [24] includendo il triennio 2015-2017. I dati sull'intero periodo 1990-2017, in Tabella 1 e con andamenti riportati in Fig. 1, considerano il totale trasportato al valico e la sua distinzione rispetto alle modalità di trasporto stradale e ferroviario. Sono state inoltre utilizzate le serie storiche aggiornate I.Stat [26] dei dati macroeconomici italiani delle seguenti variabili: PIL nominale; PIL a valori concatenati; PIL nominale pro-capite; PIL a valori concatenati pro-capite; Volume dell'import; Volume dell'export; Rapporto volume import/export; Produzione industriale; Indice di produzione industriale; Parco veicolare; Popolazione residente; Depositi bancari.

Per la stima del modello aggregato dei tonnelliaggi totali è stato utilizzato il modello richiamato al § 3 che considera la seguente formulazione in funzione dei numeri indice base fissa:

$$\frac{(y)_t}{(y)_0} = e^{\alpha_0} \prod_i \left(\frac{(x_i)_t}{(x_i)_0} \right)^{\alpha_i} \quad (6)$$

con (y) che rappresenta i tonnelliaggi totali (strada + ferrovia) transitati al Brennero per ogni annualità tra il 1990 e il 2017 (con $(y)_0$ valore di normalizzazione al 1990), $(x_1)_t, \dots, (x_i)_t, \dots, (x_n)_t$ costituite da n variabili macroeconomiche per ogni annualità tra il 1990 e il 2017 (con $(x_i)_0$ relativo valore di normalizzazione al 1990) e $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_n$ parametri del modello.

Prima della stima del modello ai minimi quadrati, per ottenere informazioni sulla stimabilità dello stesso nei li-

the years 1990-2014 (as in [1]) were used. Compared to this database, the recent iMONITRAF! Report [25] extended the Alpinfo series [24] to include the 2015-2017 three-year period. The data for the entire 1990-2017 period, in Table 1 and with trends shown in Fig. 1, consider the total transported at the pass and its distinction with respect to road and rail transport modes. The updated I.Stat historical series [26] of Italian macroeconomic data of the following variables were also used: Nominal GDP; GDP at

Tabella 1 – Table 1

Serie storica dei tonnelliaggi totali e per modalità di trasporto tra il 1990 e il 2017 ([26] [27]).

Time series of total tonnages and modal disaggregation between 1990 and 2017 ([26] [27]).

Anno Year	Tonnellate (mio/anno) Tons (million/year)			Split modale Modal split	
	Totali Total	Strada Road	Ferrovia Railroad	Strada Road	Ferrovia Railroad
1990	19.1	13.60	5.50	71.2%	28.8%
1991	23.1	14.90	8.20	64.5%	35.5%
1992	24.7	16.50	8.20	66.8%	33.2%
1993	25.3	17.70	7.60	70.0%	30.0%
1994	25.9	17.60	8.30	68.0%	32.0%
1995	28.0	20.00	8.00	71.4%	28.6%
1996	26.9	19.00	7.90	70.6%	29.4%
1997	27.9	20.10	7.80	72.0%	28.0%
1998	31.1	22.50	8.60	72.3%	27.7%
1999	33.5	25.20	8.30	75.2%	24.8%
2000	34.1	25.40	8.70	74.5%	25.5%
2001	35.8	25.00	10.80	69.8%	30.2%
2002	36.3	25.80	10.50	71.1%	28.9%
2003	37.7	27.00	10.70	71.6%	28.4%
2004	41.2	31.10	10.10	75.5%	24.5%
2005	41.7	31.70	10.00	76.0%	24.0%
2006	44.9	33.30	11.60	74.2%	25.8%
2007	48.3	35.00	13.30	72.5%	27.5%
2008	47.8	33.80	14.00	70.7%	29.3%
2009	38.9	25.80	13.10	66.3%	33.7%
2010	41.9	27.50	14.40	65.6%	34.4%
2011	42.3	28.20	14.10	66.7%	33.3%
2012	40.7	29.50	11.20	72.5%	27.5%
2013	40.7	29.00	11.70	71.3%	28.7%
2014	42.1	30.20	11.90	71.7%	28.3%
2015	43.7	31.20	12.50	71.4%	28.6%
2016	46.9	33.50	13.40	71.4%	28.6%
2017	49.4	35.60	13.80	72.1%	27.9%

velli delle variabili ovvero nelle relative differenze, si è provveduto ad analizzare la stazionarietà di tutte le serie dei numeri indice sopra indicate verificando per esse la non esistenza di “radici unitarie”. L’esecuzione del test Augmented Dickey-Fuller (ADF) su ciascuna delle serie ha evidenziato come l’ipotesi nulla di “radice unitaria” non sia rigettabile, per cui come era da attendersi le serie dei numeri indice base ($t = 0$) dei tonnellaggi e quelle delle variabili macroeconomiche risultano essere non stazionarie.

Tutte le serie indicizzate prese in esame risultano integrate di tipo 1 (I(1)), in quanto per ciascuna di esse l’ipotesi di esistenza di “radice unitaria” nel test ADF viene ampiamente rigettata utilizzando le differenze prime. Poiché la (6) è linearizzabile con trasformazione logaritmica, si è inoltre proceduto ad analizzare la stazionarietà delle serie dei numeri indice base ($t = 0$) trasformate logaritmicamente. Anche in questo caso l’esecuzione del test ADF su ciascuna delle serie trasformate ha evidenziato come l’ipotesi nulla di radice unitaria non sia rigettabile. Le serie trasformate sono stazionarie nelle differenze prime e pertanto, come per le serie originarie risultano essere I(1).

Per quanto già richiamato al precedente § 3, per poter effettuare una regressione nei livelli dei numeri indice, ovvero delle trasformazioni logaritmiche, con serie non stazionarie di tipo I(1), senza incorrere nei risultati falsati della regressione spuria, occorre che le stesse serie siano cointegrate. Come detto, ciò significa che esiste almeno una combinazione lineare delle stesse serie I(1) che risulta stazionaria (i.e. I(0)).

Analizzando le serie dei numeri indice mediante il test per la cointegrazione multivariata di JOHANSEN ([28], [29]), emerge una cointegrazione tra i numeri indice dei tonnellaggi totali e quelli del PIL nominale e della Produzione Industriale, come riportato nelle Tabelle 2 e 3 (output codice statistico EViews). Essendo le tre serie I(1) e cointegrate con almeno una relazione di equilibrio di lungo periodo, le stesse possono essere utilizzate nei livelli e nei logaritmi dei livelli per specificare e stimare un modello del tipo (8). Occorre a questo punto effettuare una considerazione sulla natura delle variabili esplicative prescelte, la Produzione Industriale ed il PIL nominale.

Nella modellazione dell’andamento della produzione di un sistema economico, si ricorre solitamente al PIL reale. Il PIL reale, infatti, tiene traccia del valore totale prodotto dal sistema economico utilizzando prezzi costanti rispetto ad un intervallo di

chained values; Per capita nominal GDP; GDP with chained values per capita; Import volume; Export volume; import/export Volume ratio; Industrial production; Industrial production index; Vehicle fleet; Resident population; Bank deposits.

The model referred to in § 3 was used to estimate the aggregate model of total tonnages, which considers the following formulation based on the fixed base index numbers:

$$\frac{(y)_t}{(y)_0} = e^{\alpha_0} \prod_i \left(\frac{(x_i)_t}{(x_i)_0} \right)^{\alpha_i} \quad (6)$$

with (y) which represents the total tonnages (road + rail) transited at the Brenner for each annuity between 1990 and 2017 (with $(y)_0$ normalisation value at 1990), $(x_1)_t, \dots, (x_n)_t$, consisting of n macroeconomic variables for each annuity between 1990 and 2017 (with $(x_1)_0$ relative value of normalisation at 1990) and $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_n$ model parameters.

Before estimating the least squared model, in order to obtain information on the possible estimation of the same in the levels of the variables or in the relative differences, we analysed the stationarity of all the series of index numbers indicated above, verifying for them the non-existence of “unit roots”. The execution of the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test on each of the series showed that the null hypothesis of “unit root” cannot be rejected, so as expected the series of base index numbers ($t = 0$) of the tonnages and those macroeconomic variables are non-stationary.

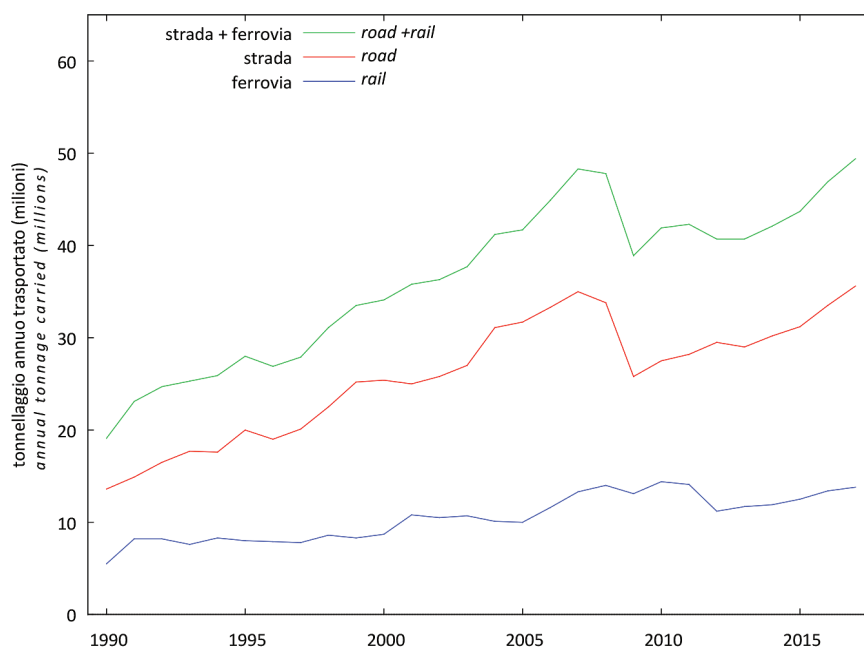


Fig. 1 - Andamento storico dei tonnellaggi totali e per modalità di trasporto tra il 1990 e il 2017.

Fig. 1 - Time series of total tonnages and modal disaggregation between 1990 and 2017.

riferimento ed isolando, pertanto, l'effetto delle variazioni di prezzo dovute a fenomeni di inflazione/deflazione. Il PIL nominale, invece, prende in considerazione le variazioni congiunte di quantità e prezzi in un determinato periodo di tempo per tracciare il valore totale prodotto in un'economia in un dato momento. Fermo restando quanto detto, in questo lavoro si è scelto il PIL nominale come variabile esplicativa al fine di considerare con esso l'effetto congiunto della variazione dei prezzi e delle quantità, rispetto alle sole quantità considerate dal PIL reale e qui colte mediante l'impiego della variabile Produzione Industriale.

Il modello moltiplicativo linearizzato dell'equazione (8) può essere quindi specificato rispetto alle serie dei numeri indice (base 1990) relativi a: tonnellaggi totali TT (variabile dipendente), PIL nominale PIL e Produzione Industriale PI (regressori) secondo la seguente equazione:

$$TT_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (PIL)_t + \alpha_2 (PI)_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

L'andamento delle serie sopra richiamate è riportato in Fig. 2. Mediante l'esecuzione del test Cumulative Sum Control Chart (CUSUM) di Page [30] sul modello (24) si è verificata la stabilità nel tempo dei coefficienti del model-

All the indexed series examined are integrated type 1 ($I(1)$), as for each of them the hypothesis of the existence of "unit root" in the ADF test is largely rejected using the prime differences. Since (6) is linearized with logarithmic transformation, we also analysed the stationarity of the series of base index numbers () transformed logarithmically. Also in this case, the execution of the ADF test on each of the transformed series showed that the null hypothesis of unit root is cannot be rejected. The transformed series are stationary in the prime differences and therefore, as for the original series they appear to be $I(1)$.

For what already mentioned in the previous § 3, in order to perform a regression in the levels of the index numbers, or logarithmic transformations, with non-stationary type $I(1)$ series, without incurring in the false results of the spurious regression, it is necessary that the same series are cointegrated. As said, this means that there exists at least one linear combination of the same series $I(1)$ which is stationary (i.e. $I(0)$).

Analysing the series of index numbers by means of the JOHANSEN multivariate cointegration test ([28], [29]), a cointegration emerges between the index numbers of the total tonnages and those of nominal GDP and Industrial Production, as reported in Tables 2 and 3 (output of EViews statistical code). Since the three series $I(1)$ are cointegrated with at least one long-term equilibrium relationship, they can be used in levels and in logarithms of levels to specify and estimate a model of type (8). At this point it is necessary to make a consideration on the nature of the chosen explanatory variables, the Industrial Production and the nominal GDP.

In the modelling of the production trend of an economic system, one usually resorts to real GDP. Actual GDP, in fact, keeps track of the total value produced by the economic system by using constant prices with respect to a reference interval and thus isolating the effect of price changes due to inflation/deflation phenomena. Nominal GDP, on the other hand, takes into account the combined variations of quantities and prices over a given period of time to track the total value produced in an economy at a given time. Without prejudice to what has been said, in this work nominal GDP was chosen as an explanatory variable in order to consider with it the combined effect of the change in prices and quantities, compared to the quantities considered by real GDP and taken here by using the variable Industrial Production.

Tabella 2 – Table 2

Verifica cointegrazione Numeri Indice base 1990.

Index Numbers (base year1990) Co-integration verification.

Sample: 1990 2017

Included observations: 27

Series: TT PIL PI (numeri indice base 1990 - *index numbers (base year 1990)*)

Selected (0.05 level(*)) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	0
Max-Eig	1	1	1	1	0

(*) Critical values based on [27].

Tabella 3 – Table 3

Verifica cointegrazione Logaritmi naturali Numeri Indice base 1990.

Index Numbers (base year1990) Natural logarithms Co-integration verification.

Sample: 1990 2017

Included observations: 27

Series: TT PIL PI (logaritmi numeri indice base 1990 - *index numbers (base year 1990)*) *logarithms*

Selected (0.05 level(*)) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

(*) Critical values based on [27].

lo, con assenza di break strutturali nei residui (Statistica test: Harvey-Collier $t(24) = 0.200992$ con p-value 0.8424).

Il modello è stato stimato utilizzando i minimi quadrati. Introducendo un termine AR(1) che consente di considerare una dinamica di aggiustamento dell'errore e di controllare la presenza di autocorrelazione positiva dei residui (risultando altrimenti presenti come indicato dal test Durbin-Watson, poiché $DW = 0.882 < d_{L(0.05)} = 1.036$) si è provveduto stimando con i minimi quadrati generalizzati FGLS (Feasible Generalized Least Squares) un modello con termine di errore che segue un processo autoregressivo del primo ordine. Il calcolo è stato effettuato utilizzando la procedura di Prais-Winsten [19].

In Tabella 4 sono riportati i risultati della stima del modello, con indicati i valori delle elasticità stimate per i numeri indice del PIL nominale e della PI, i risultati dei test per la significatività del modello e di ciascun attributo, alcune statistiche della regressione e il Variance Inflation Factor (VIF) per la verifica della multicollinearità. Con multicollinearità si intende l'eventuale esistenza di alta, anche se non perfetta, correlazione tra i regressori e conseguente scarsa qualità, con elevata varianza, della stima dei coefficienti e impossibilità di eseguire una inferenza accurata sul modello [19].

I parametri stimati evidenziano come il tonnellaggio totale risulti elastico rispetto a *PIL* ($\alpha_1 = 1.0395 > 1$) e anelastico rispetto a *PI* ($\alpha_2 = 0.5348 < 1$). Il segno ottenuto è positivo, coerentemente con le attese rispetto all'osservazione del fenomeno, ed i test evidenziano la piena significatività del modello e dei suoi attributi (vengono rigettate le ipotesi nulle che essi siano tutti insieme o isolatamente

The linearized multiplicative model of equation (8) can therefore be specified with respect to the series of index numbers (base 1990) relative to: total tonnages *TT* (dependent variable), nominal GDP *GDP* and Industrial Production *IP* (regressors) according to the following equation:

$$TT_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (PIL)_t + \alpha_2 (IP)_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

The trend of the aforementioned series is shown in Fig. 2. Through the execution of the Cumulative Sum Control Chart (CUSUM) test of Page [30] on the model (24) the stability in time of the model coefficients was verified, with no structural break in the residuals (Test statistic: Harvey-Collier $t(24) = 0.200992$ with p-value 0.8424).

The model was estimated using the least squares. Introducing an AR(1) term that allows us to consider an error adjustment dynamic and to control the presence of positive autocorrelation of the residuals (resulting otherwise present as indicated by the Durbin-Watson test, since $DW = 0.882 < d_{L(0.05)} = 1.036$) a model with an error term that follows an autoregressive first order process was estimated with generalised least squares FGLS (Feasible Generalised Least Squares). The calculation was performed using the Prais-Winsten procedure [19].

Table 4 shows the results of the model estimation, with the estimated elasticity values for the nominal GDP and IP index numbers, the test results for the significance of the model and each attribute, some regression statistics and the Variance Inflation Factor (VIF) for the verification of multicollinearity. By multicollinearity we mean the existence of a high, even if not perfect, correlation between the regressors and consequent poor quality, with high variance, of the estimation of the coefficients and inability to perform an accurate inference on the model [19].

The estimated parameters show that the total tonnage is elastic compared to GDP ($\alpha_1 = 1.0395 > 1$) and inelastic compared to IP ($\alpha_2 = 0.5348 < 1$). The sign obtained is positive, consistently with the expectations regarding the observation of the phenomenon, and the tests show the full significance of the model and its attributes (the null hypotheses are rejected whether they are all together or in isolation equal to zero). The existence of residual autocorrelation was tested with the Breusch-Godfrey test, which does not reject the null hypothesis of non autocorrelation (Serial Correlation LM Test: $LM = 2.5638$ with p-value = $P(\text{Chi-square}(1)) > 2.5638 = 0.10939$). The correlogram in Fig. 3a clarifies, in effect, the absence of autocorrelation. The Q-Q diagram of Fig. 3b shows the closeness to the normal distribution of the residuals (Shapiro-Wilk W test = 0.9744, with p-value 0.7026). Carrying out the White

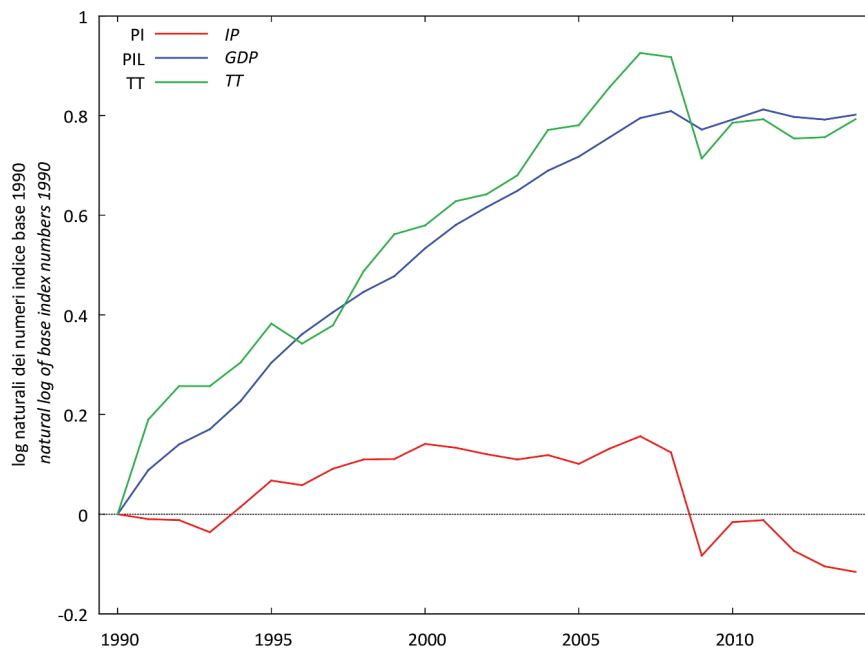


Fig. 2 - Serie storiche numeri indice base (1990) modello (28).
Fig. 2 - Time series of index numbers (base year 1990) of model (28).

Tabella 4 – Table 4

Risultati della stima del modello (24).

Results of model (24) estimation.

Modello (24): Prais-Winsten, usando le osservazioni 1990-2017 (T=28)

Variabile dipendente: TT - rho = 0.71756

Model (24): Prais-Winsten, using the 1990-2017 observations (T = 28)

Dependent variable: TT - rho = .71756

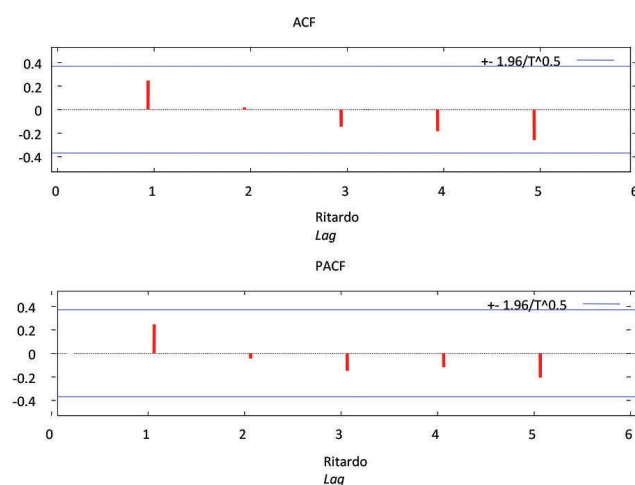
	Coefficiente Coefficient	Errore Std. Std. Error	rapporto t t ratio	p-value	VIF
Costante Constant	0.0103	0.0545	0.1884	0.8521	
PIL GDP	1.0395	0.0854	12.1704	0.0000	1.016
PI IP	0.5348	0.1570	3.4068	0.0022	1.016

Statistiche basate sui dati rho-differenziati:

Statistics based on rho-differentiated data:

Media var. dipendente Var. dependent average	0.6156	SQM var. dipendente SQM dependent var.	0.2569
Somma quadr. Residui residue Square sum	0.0402	E.S. della regressione S.E. of the regression	0.0401
R-quadro non centrato not centred R-square	0.9777	R-quadro centrato Centred R-square	0.9760
F(2, 23)	34.8162	P-value(F)	5.94E-08
rho	0.2391	Durbin-Watson	1.5129

uguali a zero). L'esistenza di autocorrelazione residua è stata testata con il test Breusch-Godfrey, che non rigetta l'ipotesi nulla di non autocorrelazione (Serial Correlation LM Test: LM = 2.5638 con p-value = P(Chi-quadrato(1) > 2.5638) = 0.1093. Il correlogramma in Fig. 3a chiarisce,



test for heteroscedasticity, the null hypothesis of homoscedasticity is not rejected (Test statistic: LM = 5.9393 with p-value = P(Chi-square (5) > 5.9393) = 0.3122). For the multicollinearity analysis it is found that the VIF values are close to the unit, highlighting the absence of multicollinearity between the explanatory variables of the model.

Ultimately, as a result of the procedure for estimating the parameters of the model, (28) is detailed in

$$\widehat{TT}_t = 0.0103 + 1.0395 \cdot (PIL)_t + 0.5348 \cdot (IP)_t \quad (25)$$

Fig. 4 shows the historical trend of the index numbers of the 1990 total base tonnages TT_t and that of the \widehat{TT}_t relative values estimated by means of (25).

5.2. The estimation of model parameters with adjustment dynamics

As already highlighted, the variable partial adjustment model in [18] can be specified to solve the problem of future projections with indefinite growth over the long term generated by demand models expressed as that estimated in § 5.1.

Considering also in this case the series of index numbers (base 1990) of total tonnages TT (dependent variable), of nominal GDP GDP and of Industrial Production IP (regressors) the model is expressed with the equation

$$\frac{\Delta TT_t}{\tau_t} = \alpha'_0 + \alpha'_1 \cdot (PIL)_t + \alpha'_2 \cdot (IP)_t - \theta \cdot TT_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (26)$$

with τ_t quality level of the transport system at time such that

$$\tau_t = (y^* - y_{t-1}) / y^* \quad (27)$$

where y^* are the annual tonnages at the capacity threshold and y_{t-1} are the annual tonnages transported per year $t - 1$. Here a value of 58.4 million tons was assumed for the y^* capacity threshold.

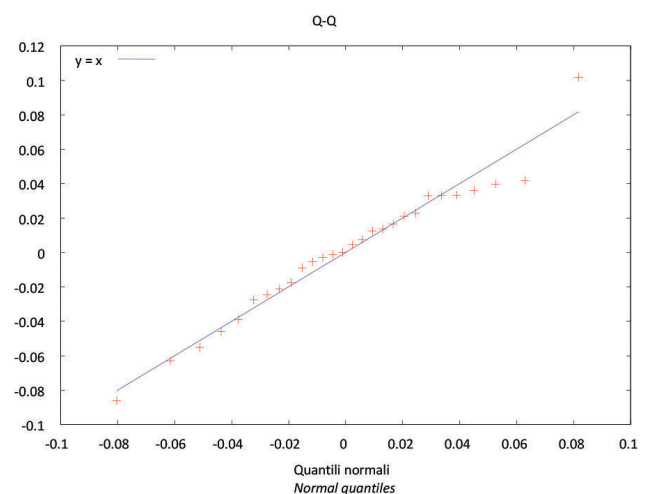


Fig. 3 - Modello (24) - (a) correlogramma dei residui; (b) Q-Q plot dei residui.

Fig. 3 - Model (24) - (a) correlogram of the residuals; (b) Q-Q residuals plot.

in effetti, l'assenza di autocorrelazione. Il diagramma Q-Q di Fig. 3b evidenzia la vicinanza alla distribuzione normale dei residui (test W di Shapiro-Wilk = 0.9744, con p-value 0.7026). Effettuando il test di White per l'eteroschedasticità, l'ipotesi nulla di omoschedasticità non viene rigettata (Statistica test: LM = 5.9393 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(5) > 5.9393) = 0.3122$). Per l'analisi di multicollinearità si riscontra come i valori dei VIF risultino prossimi all'unità, evidenziando l'assenza di multicollinearità tra le variabili esplicative del modello.

In definitiva, in esito alle procedure di stima dei parametri del modello, la (28) si particolarezza in

$$\widehat{TT}_t = 0.0103 + 1.0395 \cdot (PIL)_t + 0.5348 \cdot (PI)_t \quad (25)$$

In Fig. 4 si riporta l'andamento storico dei numeri indice dei tonnelliaggi totali base 1990 TT_t e quello dei relativi valori stimati \widehat{TT}_t mediante la (25).

5.2. La stima dei parametri del modello con dinamica di aggiustamento

Come già evidenziato, per risolvere il problema di proiezioni future a crescita indefinita nel lungo periodo generato dai modelli di domanda espressi come quello stimato al § 5.1, è possibile specificare il modello ad aggiustamento parziale variabile in [18].

Considerando anche in questo caso le serie dei numeri indice (base 1990) dei tonnelliaggi totali TT (variabile

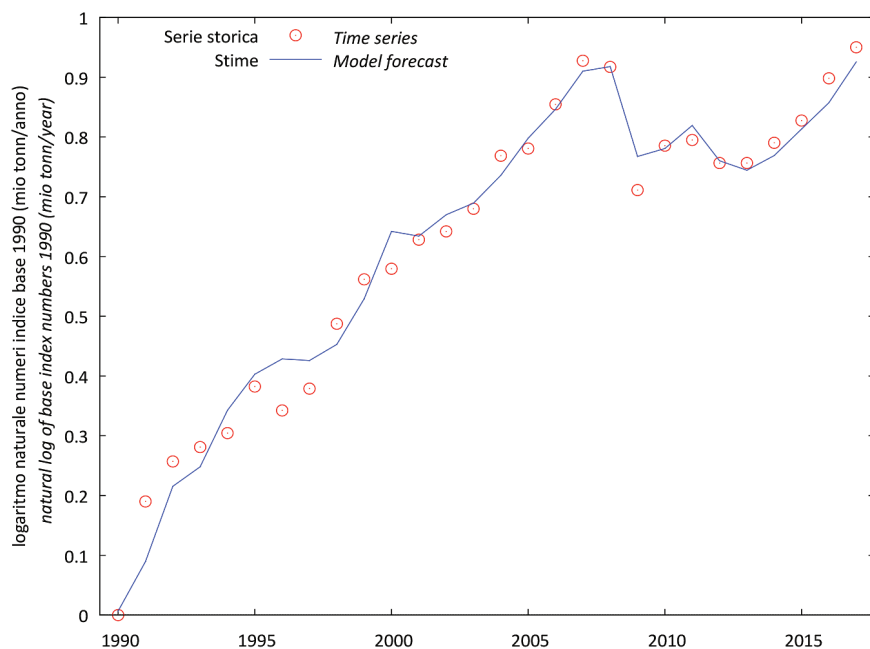


Fig. 4 - Andamento storico dei numeri indice base 1990 dei tonnelliaggi totali TT_t e dei relativi valori stimati \widehat{TT}_t secondo la (25).

Fig. 4 - Historical trend of the index numbers (base year 1990) of the total tonnages TT_t and \widehat{TT}_t values estimated according to (25).

Fig. 5 shows the trends of the historical series of the model expressed by (26).

Also in this case a model with an error term that follows an autoregressive process of the first order was estimated, adding a term $AR(1)$ to check the presence of autocorrelation of the residuals, using generalised least squares (FGLS). The calculation was performed using the PRAIS-WINSTEN procedure [19]. Table 5 shows the results of the model estimate.

The trend $\Delta TT_t / \tau_t$ allows observing a singular value at 2009, which behaves in a particular way compared to the normal pattern of the series. In effect, this is the value for the year in which the global economic crisis has manifested itself most intensely, with important repercussions on the entire European economy. To preserve the dynamics of the time series in the model taking into account also this value - and at the same time to solve problems of deviation of the residuals from the normality hypothesis - a special dummy variable has been introduced [31] placing $M=1$ for 2009, year in which the singularity point occurs.

The tests highlight the significance of the model and its attributes (rejecting the null hypotheses whether they are all together or in isolation equal to zero), with the exception of the intercept and IP which is scarcely significant (p-value = 0.216). In this regard it should be noted that this situation may be linked to the limited variability of the series IP compared to the others. This produces a relatively high value of the standard error, which results in a low ratio t with an indication of low significance.

The BREUSCH-GODFREY test for residual autocorrelation highlights that the null hypothesis of non-autocorrelation (Serial Correlation LM Test: LM = 2.5107 with p-value = $P(\text{Chi-square}(1) > 2.5107) = 0.1131$ can't be rejected.

The correlogram in Fig. 6a clarifies, in effect, the absence of autocorrelation. The Q-Q diagram of Fig. 6b shows the closeness to the normal distribution of the obtained residuals (Shapiro-Wilk W test = 0.9675, with p-value = 0.5361). Carrying out the White test for heteroscedasticity, the null hypothesis of homoscedasticity is not rejected (Statistical test: LM = 11.50 with p-value = $P(\text{Chi-square}(10) > 11.50) = 0.3195$). The ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) test for the presence of dynamic changes in variance also leads to accept the hypothesis of the absence of conditional heteroscedasticity (LM = 0.0134 with p-value = $P(\text{Chi-square}(1) > 0.0134) = 0.9077$). Even with values of VIF > 10, the presence of a Condition Index (Ci) equal to

dipendente), del PIL nominale PIL e della Produzione Industriale PI (regressori) il modello si esprime con l'equazione

$$\frac{\Delta TT_t}{\tau_t} = \alpha'_0 + \alpha'_1 \cdot (PIL)_t + \alpha'_2 \cdot (PI)_t - \theta \cdot TT_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{\tau_t} \quad (26)$$

con τ_t livello di qualità del sistema di trasporto al periodo t tale che

$$\tau_t = (y^* - y_{t-1}) / y^* \quad (27)$$

dove y^* sono i tonnellaggi annui alla soglia di capacità e y_{t-1} sono i tonnellaggi annui trasportati all'anno $t - 1$. Qui per la soglia di capacità y^* è stato assunto un valore pari a 58.4 milioni di tonnellate.

In Fig. 5 sono riportati gli andamenti delle serie storiche del modello espresso dalla (26).

Anche in questo caso è stato stimato un modello con termine di errore che segue un processo autoregressivo del primo ordine, aggiungendo un termine AR(1) per controllare la presenza di autocorrelazione dei residui, utilizzando i minimi quadrati generalizzati (FGLS). Il calcolo è stato effettuato utilizzando la procedura di PRAIS-WINSTEN [19]. In Tabella 5 sono riportati i risultati della stima del modello.

L'andamento di $\Delta TT_t / \tau_t$ consente di osservare un valore singolare al 2009, che si comporta in maniera particolare rispetto al normale pattern della serie. Si tratta, in effetti, del valore relativo all'anno in cui si è manifestata in modo più intenso la crisi economica globale, con importanti ripercussioni sull'intera economia europea. Per preservare nel modello la dinamica della serie temporale tenendo conto anche di tale valore - e nello stesso tempo per risolvere problemi di deviazione dei residui dall'ipotesi di normalità - è stata introdotta una apposita variabile dummy [31] ponendo $M=1$ per il 2009, anno in cui si verifica il punto di singolarità.

I test evidenziano la significatività del modello e dei suoi attributi (rigettando le ipotesi nulle che essi siano tutti insieme o isolatamente uguali a zero), ad eccezione dell'intercetta e di PI che risulta essere scarsamente significativa (p-value = 0.216). A tal proposito occorre rilevare che tale situazione può essere legata alla limitata variabilità della serie rispetto alle altre. Ciò produce un valore relativamente alto dell'errore standard, che si traduce in un basso rapporto t con indicazione di bassa significatività.

Il test di BREUSCH-GODFREY per l'autocorrelazione residua evidenzia la non rigettabilità dell'ipotesi nulla di non autocorrelazione (Serial Correla-

13.2, lower than the thresholds that indicate a possible conditioning problem ($Ci = 15$) or a severe situation of multicollinearity ($Ci = 30$), highlights an acceptable level of correlation between the dependent variables, such as not to be considered critical in the inference on the model.

Ultimately, as a result of the model parameter estimation procedures, (26) becomes:

$$\frac{\Delta TT_t}{\tau_t} = 0.0679 + 1.8941 \cdot (PIL)_t + 0.6288 \cdot (IP)_t - 0.9031 \cdot M - 1.8111 \cdot (TT)_{t-1} \quad (28)$$

Recalling the shape of (26), from the coefficients of (28) we can also obtain the values of static elasticities $\alpha_1 = \alpha'_1 / \theta = 1.0458$ and $\alpha_2 = \alpha'_2 / \theta = 0.3472$, which are comparable to the estimates obtained for model (24) (equation (25)). Fig. 7a shows the historical trend of $\Delta TT_t / \tau_t$ and that of the relative values estimated $\Delta \hat{TT}_t / \tau_t$ by means of (28), while Fig. 7b shows the trend of \hat{TT}_t obtainable in consideration of (28) together with the relative historical trend TT_t . Fig. 8 shows the temporal trends of the dynamic elasticity values β^* of TT_t with respect to $(GDP)_t$ (IP) e $(TT)_{t-1}$.

6. Estimation of the road/rail modal split model

The unknown parameters of the modal split mode $\gamma_{0,s}$, $\gamma_{0,f}$, $\delta_{1,s}$, $\delta_{1,f}$, $\delta_{2,s}$, $\delta_{2,f}$ and β , as mentioned in the previous § 4, are obtained by minimising the sum of quadratic deviations between modal split percentages recorded on a historical basis and relative values estimated by the model through the function:

$$\phi(\gamma_{0,s}, \gamma_{0,f}, \delta_{1,s}, \delta_{1,f}, \delta_{2,s}, \delta_{2,f}, \beta) = \sum_t [s_t - \hat{s}_t(\gamma_{0,s}, \delta_{1,s}, \delta_{2,s}, \beta)]^2 + [f_t - \hat{f}_t(\gamma_{0,f}, \delta_{1,f}, \delta_{2,f}, \beta)]^2 \quad (23)$$

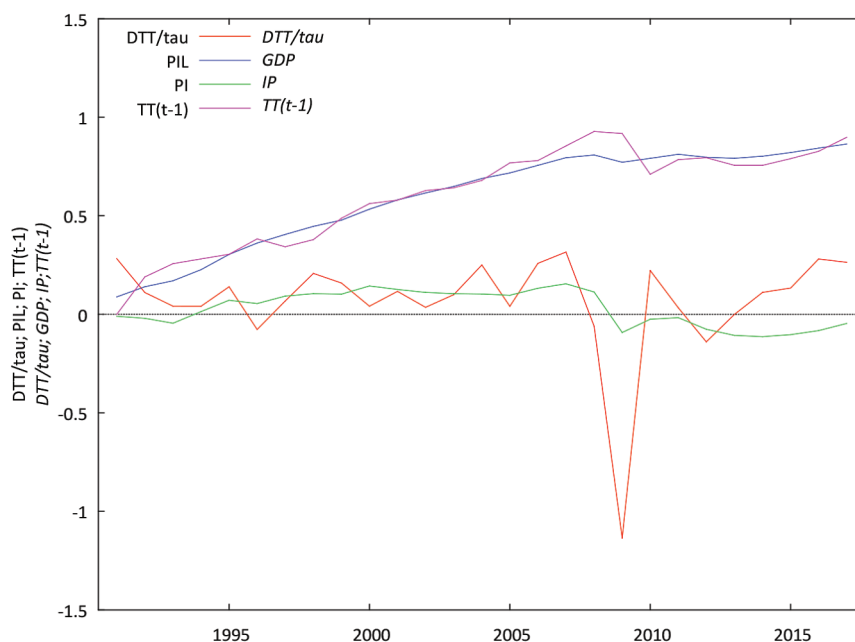


Fig. 5 - Serie storiche modello (26).

Fig. 5 - Model (26) time series.

Tabella 5 – Table 5

Risultati della stima del modello (26) con variabile dummy M.

Results of the model (26) estimate with M dummy variable.

Modello (26): Prais-Winsten, usando le osservazioni 1991-2017 (T = 27)

Variabile dipendente: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.66795

Model (26): Prais-Winsten, using the observations 1991-2017 (T = 27)

Dependent variable: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.66795

	Coefficiente Coefficient	Errore Std. Error	rapporto t t ratio	p-value	VIF
Costante Constant	0.0679	0.1286	0.5278	0.6029	
PIL GDP	1.8941	0.4988	3.7974	0.0010	27.3690
PI IP	0.6288	0.4937	1.2737	0.2161	1.1960
TT(t-1)	-1.8111	0.4329	-4.1836	0.0004	28.1910
M	-0.9031	0.1267	-7.1271	0.0000	1.5260

Statistiche basate sui dati rho-differenziati:
Statistics based on rho-differentiated data:

Media var. dipendente Var. dependent average	0.0683	SQM var. dipendente SQM dependent var.	0.2680
Somma quadr. Residui Residuals Square sum	0.2392	E.S. della regressione S.E. of the regression	0.1043
R-quadro non centrato not centred R-square	0.8720	R-quadro centrato centred R-square	0.8487
F(4, 20)	53.7438	P-value(F)	0.0000
rho	0.1530	Durbin-Watson	1.6550

tion LM Test: LM = 2.5107 con p-value = P(Chi-quadro(1) > 2.5107) = 0.1131.

Il correlogramma in Fig. 6a chiarisce, in effetti, l'assenza di autocorrelazione. Il diagramma Q-Q di Fig. 6b evidenzia la vicinanza alla distribuzione normale dei residui ottenuti (test W di Shapiro-Wilk = 0.9675, con p-value = 0.5361). Effettuando il test di White per l'eteroschedasticità, l'ipotesi nulla di omoschedasticità non viene rigettata (Statistica test: LM = 11.50 con p-value = P(Chi-quadro(10) > 11.50) = 0.3195). Anche il test ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) per la presenza di cambiamenti dinamici nella varianza porta ad accettare l'ipotesi di assenza di eteroschedasticità condizionale (LM = 0.0134 con p-value = P(Chi-quadro(1) > 0.0134) = 0.9077). Pur con valori di VIF > 10, la presenza di un Condition Index (Ci) pari a 13.2, inferiore alle soglie che indicano un possibile problema di condizionamento (Ci=15) ovvero di una severa situazione di multicollinearità (Ci=30), evidenzia un li-

Excel Solver was used in this work to minimise the objective function. For the estimation of the parameters according to (23) the annual tonnages transported at the Brenner pass were used (ALPINFO data [24] and -iMONI-TRAF! [25]) divided by road and rail and for the years 1990-2017 (Table 1 and Fig. 1). The modal shares in Fig. 9 were obtained for each year with the series of tonnages for each modality.

Table 6 shows the values of the parameters obtained at the end of the optimisation procedure, which identify a minimum for the objective function ϕ equal to 0.03202. The mean error obtained on the modal split values estimated between 1990 and 2017 is 0.02%. Ultimately, as a result of the model parameter estimation procedures, the equations of the modal split dynamics become:

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= s_t + 0.0327 \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} &= f_t + 0.0327 \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} c_s^t &= 7.5167 - 0.1781 \cdot (y_t \cdot s_t) + 0.0187 \cdot (y_t \cdot s_t)^2 \\ c_f^t &= 6.6062 + 1.5451 \cdot (y_t \cdot f_t) + 0.0012 \cdot (y_t \cdot f_t)^2 \end{aligned} \quad (30)$$

To assess the effective applicability of the BLM model (16), as proposed in [32] a correlation test was carried out between the series of standardised residuals with respect to the two alternatives. These series are obtained by considering the series of costs for each alternative that are obtained using the historical values of the modal dimensions and the relative trend identified by linear regression in equations (29) and (30). These sequences are in fact sequences of the residual costs assigned to the modal alternatives and, as a fundamental hypothesis for the applicability of the BLM model (16), they must be distributed independently [32]. The Pearson correlation coefficient obtained by considering the two series mentioned above is equal to 0.21, such that the null hypothesis of non-correlation may not be rejected with sufficient confidence ($t(26) = 1.10823$ with p-value 0.2779).

The tests carried out show that the two series are independently distributed, as can be seen from the graph in Fig. 10.

7. Analysis of forecast scenarios

Below are the estimates for two different system scenarios. The first scenario, called A, considers the evolution of the macroeconomic system alone, assuming the infrastructural system (road + railway) to remain unchanged with respect to the current one, on which the transport modes at the Brenner Pass are explained. The second scenario, called B, together with the hypothesis of evolution of the macroeconomic system used for scenario A, considers a hypothesis of infrastructural evolution linked to the presence of the new Brenner Base Tunnel and the quadrupling of the Brenner railway.

For both scenarios, applying the model with partial adjustment dynamics of § 5.2 and the modal split dynamics model of § 6, the total tonnages forecasts, of road/rail modal split shares are obtained and, therefore, of tonnages

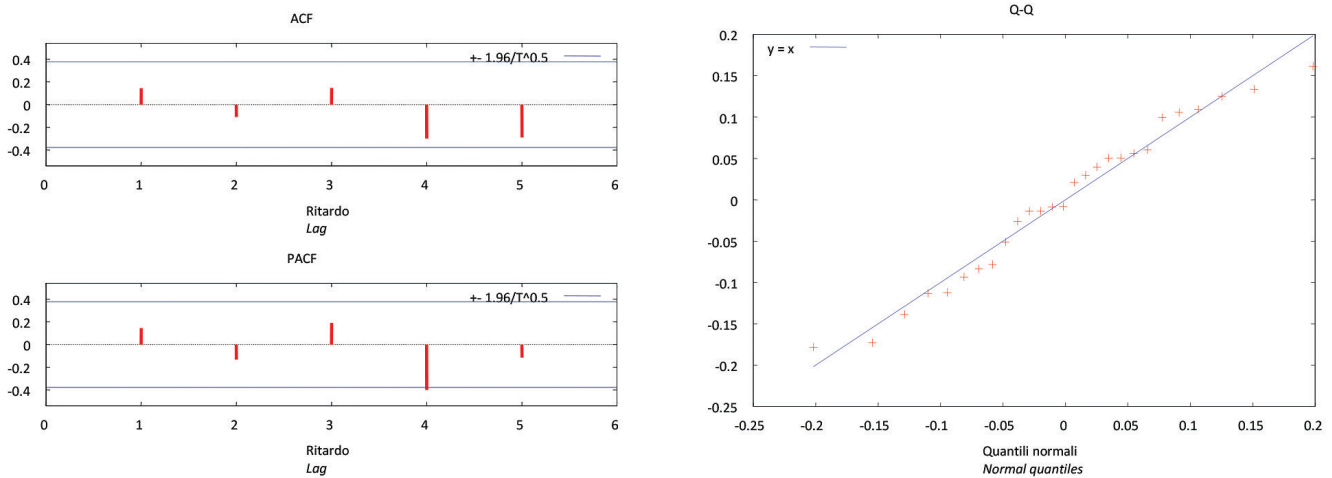


Fig. 6 - Modello (26) con variabile dummy M - (a) correlogramma dei residui; (b) Q-Q plot dei residui.
Fig. 6 - Model (26) with M dummy variable - (a) correlogram of the residuals; (b) Q-Q residuals plot.

vello accettabile di correlazione tra le variabili dipendenti, tale da non configurare criticità evidenti nell'inferenza sul modello.

In definitiva, in esito alle procedure di stima dei parametri del modello, la (26) diventa:

$$\frac{\Delta \hat{TT}_t}{\tau_t} = 0.0679 + 1.8941 \cdot (PIL)_t + 0.6288 \cdot (PI)_t - 0.9031 \cdot M - 1.8111 \cdot (TT)_{t-1} \quad (28)$$

Richiamando la forma della (26), dai coefficienti della (28) si possono ricavare, inoltre, i valori delle elasticità statiche $\alpha_1 = \alpha'_1/\theta = 1.0458$ e $\alpha_2 = \alpha'_2/\theta = 0.3472$, i quali risultano confrontabili alle stime ottenute per il modello (24) (equazione (25)). In Fig. 7a si riporta l'andamento storico di $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$ e quello dei relativi valori stimati $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$,

by mode of transport, in the period between 2018 and 2040.

7.1. Scenario A with macroeconomic evolution with unchanged infrastructures

As a first analysis, the total annual tons transported and the road/rail modal breakdown are evaluated based on the evolution of nominal GDP and Industrial Production from 2018 to 2040 specified as follows.

From 2018 to 2021 the nominal GDP evolution rates indicated in the 2018 DEF (economic and financial planning document) Update Note [33] (Table 7) were used.

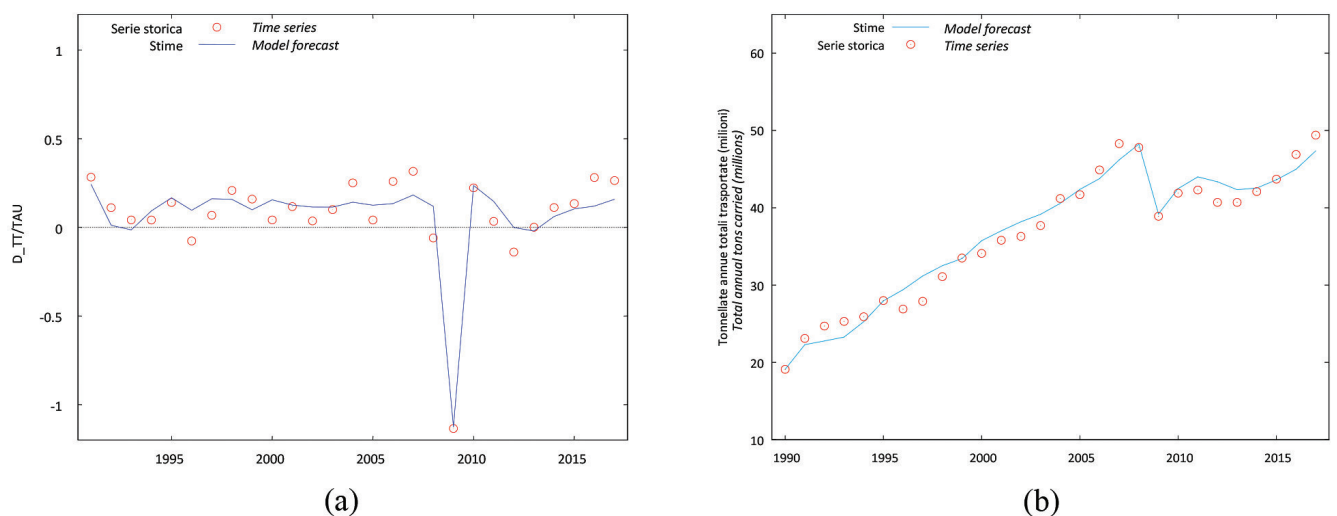


Fig. 7 - (a) Andamento storico di: $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$ e relativi valori stimati di $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$ mediante la (28) - TT_t e valori di stima \hat{TT}_t ottenibili considerando la (28) (b).

Fig. 7 - (a) Historical trend of: $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$ and relative estimated values of $\Delta \hat{TT}_t/\tau_t$ using (28) - TT_t and estimated values \hat{TT}_t obtainable considering (28) (b).

mediante la (28), mentre in Fig.7b si riportano l'andamento di \widehat{TT}_t ottenibile in considerazione della (28) insieme al relativo andamento storico TT_t . In Fig. 8 si riportano gli andamenti temporali dei valori delle elasticità dinamiche β^* di TT_t rispetto a $(PIL)_t$, $(PI)_t$ e $(TT)_{t-1}$.

6. La stima del modello di split modale strada/ferrovia

I parametri incogniti del modello di split modale $\gamma_{0,s}$, $\gamma_{0,f}$, $\delta_{1,s}$, $\delta_{1,f}$, $\delta_{2,s}$, $\delta_{2,f}$ e β , come detto al precedente § 4, si ottengono minimizzando la somma degli scarti quadratici tra percentuali di split modale registrate su base storica e relativi valori stimati dal modello mediante la funzione:

$$\phi(\gamma_{0,s}, \gamma_{0,f}, \delta_{1,s}, \delta_{1,f}, \delta_{2,s}, \delta_{2,f}, \beta) = \sum_t [s_t - \hat{s}_t(\gamma_{0,s}, \delta_{1,s}, \delta_{2,s}, \beta)]^2 + [f_t - \hat{f}_t(\gamma_{0,f}, \delta_{1,f}, \delta_{2,f}, \beta)]^2 \quad (23)$$

Per la minimizzazione della funzione obiettivo in questo lavoro è stato utilizzato Excel Solver. Per la stima dei parametri secondo la (23) sono stati utilizzati i tonnellaggi annuali trasportati al valico del Brennero (dati Alpinfo [24] e iMONITRAF! [25]) distinti per nelle modalità strada e ferrovia e relativi alle annualità 1990-2017 (Tabella 1 e Fig. 1). Con le serie dei tonnellaggi per ciascuna modalità, sono stati ricavati per ogni annualità le quote modali in Fig. 9.

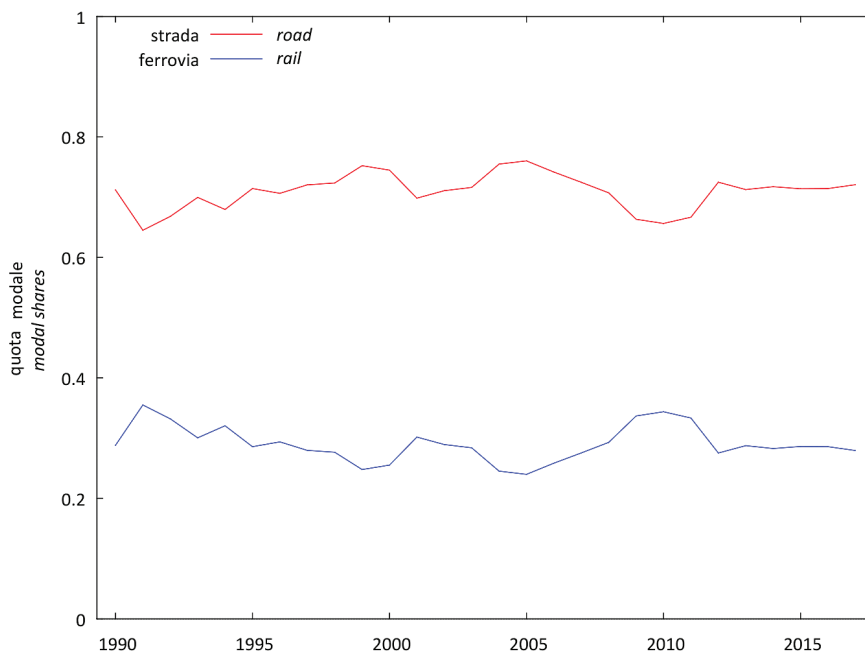


Fig. 9 - Serie storiche delle quote modali strada (s) e ferro (s) al valico del Brennero.

Fig. 9 - Time series of the road (s) and rail (s) modal shares at the Brenner pass.

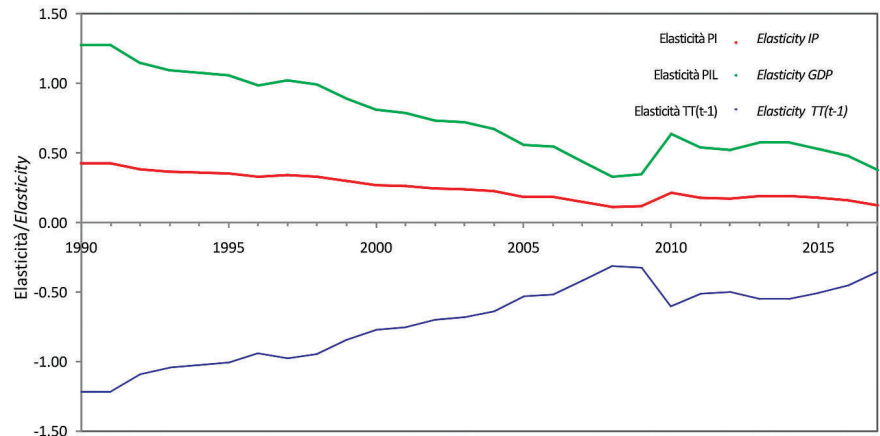


Fig. 8 - Andamento temporale dei valori delle elasticità di TT_t rispetto a $(PIL)_t$, $(PI)_t$ e $(TT)_{t-1}$.

Fig. 8 - Elasticity trend for TT_t with respect to $(GDP)_t$, $(IP)_t$ and $(TT)_{t-1}$.

Starting from 2022 and until 2030 the annual rate was evaluated considering 97% of the rate for the previous year. Conservatively from 2031 to 2040 the constancy of the 2030 GDP value was assumed. For Industrial Production, on the other hand, a uniform annual growth rate from 2018 to 2030 and a constant IP from 2031 to 2040 was considered.

Fig. 11 shows the trend of the total tonnages obtained with (28) using the historical values between 1990 and 2017 and the evolution hypotheses mentioned above from 2018 to 2040, with the total estimated capacity of the system equal to 58.4 million tons per year (for road 40.4 million tons per year and for rail 18 million tons per year). Fig. 11 also shows the trend of total tonnages obtained with (25), in the absence of the capacity constraint. Table 8 shows the forecast values from 2018 to 2040 of the total tonnages and the correct modal distributions by capacity threshold. Fig. 12 shows the forecast trend between 2018 and 2040 for the modal shares, obtained with (29) and (30).

The modal split dynamic model, as specified in § 6, does not contain capacity constraints on the two modes. In other words, the competition between road and rail is linked to generalised costs, expressed as a function of the quantities transported. This does not exclude, therefore, that in evolution a certain modality reaches shares, given the total forecast tonnage, such as to exceed its own capacity. To overcome this drawback, a heuristic correction on the output of the model consisting

Tabella 6 – Table 6

Risultati della stima dei parametri del modello di split modale.
Parameters estimation of the modal split model.

Strada ferrovia Road Rail	Strada Road		Ferrovia Rail			
β	$\gamma_{(0,s)}$	$\delta_{(1,s)}$	$\delta_{(2,s)}$	$\gamma_{(0,f)}$	$\delta_{(1,f)}$	$\delta_{(2,f)}$
0.0327	6.5167	-0.1781	0.0187	0.6062	1.5451	0.0012

Nella Tabella 6 sono riportati i valori dei parametri ottenuti al termine della procedura di ottimizzazione, che individuano un minimo per la funzione obiettivo ϕ pari a 0.03202. L'errore medio che si ottiene sui valori dello split modale stimati tra il 1990 ed il 2017 è pari allo 0.02%. In definitiva, in esito alle procedure di stima dei parametri del modello, le equazioni della dinamica dello split modale diventano:

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= s_t + 0.0327 \cdot [\bar{s}_t - s_t] \\ f_{t+1} &= f_t + 0.0327 \cdot [\bar{f}_t - f_t] \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} c_s^t &= 7.5167 - 0.1781 \cdot (y_t \cdot s_t) + 0.0187 \cdot (y_t \cdot s_t)^2 \\ c_f^t &= 0.6062 + 1.5451 \cdot (y_t \cdot f_t) + 0.0012 \cdot (y_t \cdot f_t)^2 \end{aligned} \quad (30)$$

Per valutare l'effettiva applicabilità del modello BLM (16), come proposto in [32] è stato effettuato un test di correlazione tra le serie dei residui standardizzati rispetto alle due alternative. Tali serie sono ottenute considerando per ogni alternativa la serie dei costi che si ottengono utilizzando nelle equazioni (29) e (30) i valori storici delle quote modali e il relativo trend individuato mediante regressione lineare. Tali sequenze sono in effetti le sequenze dei residui dei costi assegnati alle alternative modali e, come ipotesi fondamentale per l'applicabilità del modello BLM (16), esse devono essere distribuite in maniera indipendente [32]. Il coefficiente di correlazione di Pearson che si ottiene considerando le due serie sopra richiamate è pari a 0.21, tale che l'ipotesi nulla di non correlazione possa non essere rigettata con sufficiente confidenza ($t(26) = 1.10823$ con p-value 0.2779).

I test effettuati evidenziano che le due serie sono indipendentemente distribuite, come peraltro si evince dal grafico in Fig. 10.

7. Analisi degli scenari previsionali

Di seguito si riportano le stime relative a due diversi scenari di sistema. Il primo scenario, denominato A, considera la sola evoluzione del sistema macroeconomico supponendo invariato rispetto all'attuale il sistema infrastrutturale (strada + ferrovia) sul quale si esplicano le modalità del trasporto al valico del Brennero. Il secondo scenario, denominato B, insieme all'ipotesi di evoluzione del sistema macroeconomico utilizzata per lo scenario A, considera un'ipotesi di evoluzione infrastrutturale legata alla presenza del nuovo Tunnel di Base

of (29) and (30) was considered. In this way the surplus level of saturation that the model attributes to the saturated mode is reassigned to the non-saturated mode. To quantify the current capacity thresholds of road and rail transport at the Brenner Pass, reference was made, as previously reported, to the values of 40.4 and 18.0 million tons respectively.

The results relating to these assumptions are reported in Table 8 and shown in Figs. 12 and 13. From the analysis of these figures, as a result of the achievement of the capacity of the railway mode, it can be observed that there is a minimum increase of the share addressed on the road starting from 2030. This system is in fact still under-saturated and therefore capable of absorbing the new contributions deriving from the increase in total tonnage. More clearly, in the absence of correction for threshold values at 2040, the model estimates a road/rail distribution of 68%-32%; the introduction of the correction by effect of the capacity thresholds brings these values to 69%-31%, with a road system also at the saturation threshold at 2040.

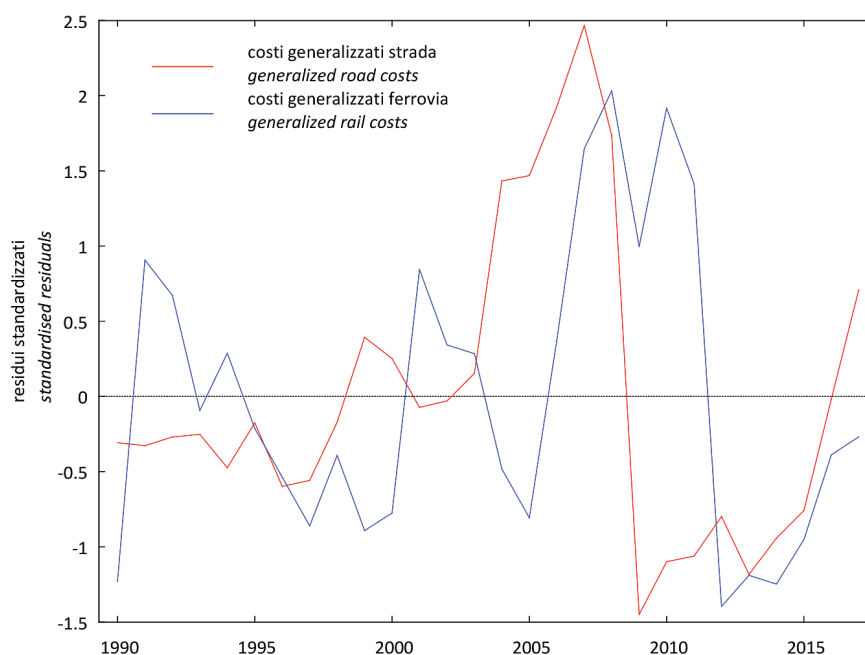


Fig. 10 - Sequenza dei residui standardizzati dei costi delle due alternative.
Fig. 10 - Standardised residual sequence of costs of the two alternatives.

Tabella 7 – Table 7

Definizione scenario macroeconomico - Ipotesi andamento PIL nominale e PI - variazioni anno su anno.
Definition of the macroeconomic scenario - Assumption of nominal GDP and IP trend - year-on-year variations.

Anno Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Var % PIL Nom Var % Nom GDP	2.50%	2.70%	2.80%	2.60%	2.52%	2.45%	2.37%	2.30%	2.23%	2.17%	2.10%	2.04%	1.98%
Var % PI Var % IP	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%

del Brennero e del quadruplicamento della ferrovia del Brennero.

Per entrambi gli scenari, applicando il modello con dinamica di aggiustamento parziale del § 5.2 e il modello della dinamica dello split modale del § 6, si ottengono le previsioni dei tonnelli totali, delle quote di split modale strada/ferrovia e, quindi, dei tonnelli per modalità di trasporto, nel periodo compreso tra il 2018 ed il 2040.

7.1. Scenario A con evoluzione macroeconomica a infrastrutture invariate

Come prima analisi si valutano le tonnellate totali annue trasportate e la ripartizione modale strada/ferrovia in base alla evoluzione del PIL nominale e della Produzione Industriale dal 2018 al 2040 specificate come di seguito.

Dal 2018 al 2021 sono stati utilizzati i tassi di evoluzione del PIL nominale indicati nella Nota di Aggiornamento del DEF 2018 [33] (Tabella 7). A partire dal 2022 e fino al 2030 il tasso annuale è stato valutato considerando il 97% del tasso all'anno precedente. Conservativamente dal 2031 al 2040 si è assunta la costanza del valore del PIL 2030. Per la Produzione Industriale, invece, è stato considerato un tasso di evoluzione annua uniforme dal 2018 al 2030 e conservativamente dal 2031 al 2040 una PI costante.

In Fig. 11 si riporta l'andamento dei tonnelli totali ottenuto con la (28) utilizzando i valori storici tra il 1990 e il 2017 e le ipotesi di evoluzione sopra richiamate dal 2018 al 2040, con la capacità complessiva stimata del sistema pari a 58.4 milioni di tonnellate annue (per la strada 40.4 milioni di tonnellate annue e per la ferrovia 18 milioni di tonnellate annue).

7.2. Scenario B with macroeconomic and infrastructural evolution

Three time horizons are considered, short (2020), medium (2027) and long term (2035). These three horizons represent respectively: the phase preceding the conclusion of the works for the Brenner Base Tunnel and the relative access routes; the phase that follows the opening of the BBT in operation with double track, but not yet of the whole corridor (reconfiguration and partial upgrades on the access lines); the phase in which the infrastructure is in its final configuration (quadrupling of the Brenner railway), at a time distance from the opening of the last works sufficient to allow a first adjustment of the traffic to the new structure.

With regard to the medium and long-term developments in [1], three different assumptions of the operating pro-

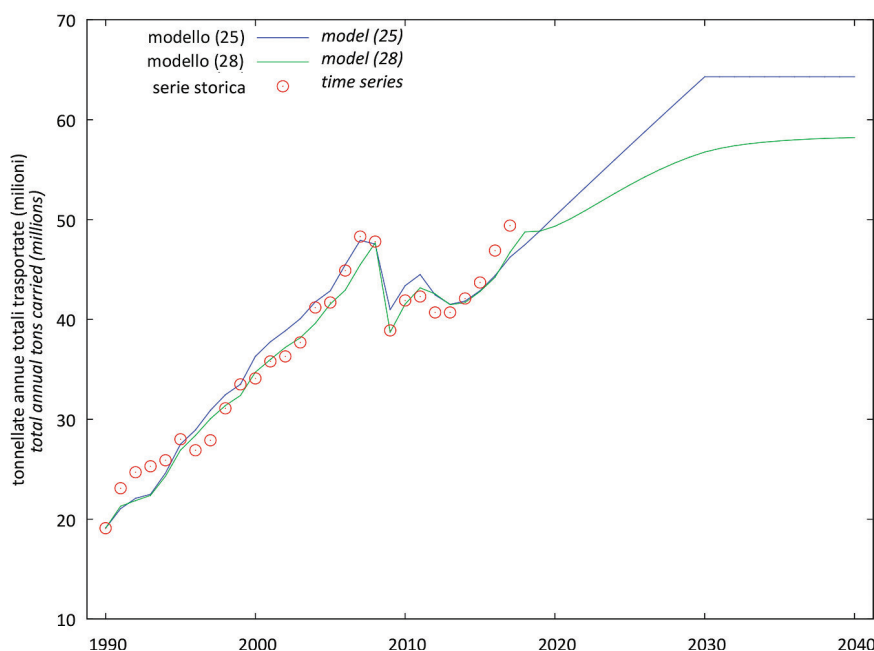


Fig. 11 - Confronto previsione modello equilibrio (25) e con dinamica di aggiustamento (28) su scenario A.

Fig. 11 - Comparison of the equilibrium model (25) forecast and with adjustment dynamics (28) on scenario A.

Nella stessa Fig. 11 viene riportato anche l'andamento dei tonnelli totali ottenuto con la (25), in assenza del vincolo di capacità. Nella Tabella 8 sono riportati i valori di previsione dal 2018 al 2040 dei tonnelli totali e delle distribuzioni modali corrette per soglia di capacità. La Fig. 12 mostra l'andamento previsionale tra il 2018 ed il 2040 per le quote modali, ottenuto con le (29) e le (30).

Il modello dinamico di split modale, per come specificato nel § 6, non contiene vincoli di capacità sulle due modalità. In altri termini la competizione tra strada e ferrovia è legata ai costi generalizzati, espressi come funzione delle quantità trasportate. Ciò non esclude, quindi, che nell'evoluzione una certa modalità raggiunga quote, stante il tonnellaggio totale di previsione, tali da superare la sua stessa capacità. Per ovviare a questo inconveniente è stata considerata una correzione euristica sull'output del modello costituito dalle (29) e (30). In questo modo si riassegna alla modalità non satura la quota in surplus di saturazione che il modello stesso attribuisce alla modalità satura. Per quantificare le attuali soglie di capacità del trasporto stradale e ferroviario al valico del Brennero si è fatto riferimento, come prima riportato, ai valori rispettivamente di 40.4 e di 18.0 milioni di tonnellate annue.

I risultati relativi a queste assunzioni sono riportati nella Tabella 8 e rappresentati nelle Figg. 12 e 13. Dall'analisi di queste figure si nota che, per effetto del raggiungimento della capacità della modalità ferroviaria, a partire dal 2030 si assiste ad un minimo aumento della quota indirizzata sulla strada. Questo sistema è infatti ancora sotto-saturo e quindi capace di assorbire i nuovi apporti derivanti dall'incremento del tonnellaggio totale. Più chiaramente, in assenza di correzione per valori di soglia al 2040 il modello stima una distribuzione strada/ferrovia pari a 68%-32%; l'introduzione della correzione per effetto delle soglie di capacità porta tali valori a 69%-31%, con un sistema stradale anche esso alla soglia di saturazione al 2040.

7.2. Scenario B con evoluzione macroeconomica ed infrastrutturale

Si considerano tre orizzonti temporali, breve (2020), medio (2027) e lungo periodo (2035). Questi tre orizzonti rappresentano rispettivamente: la fase precedente alla conclusione dei lavori per la Galleria di Base del Brennero e delle relative tratte d'accesso; la fase che segue l'apertura del BBT in esercizio con doppio binario, ma non ancora di tutto il corridoio (riconfigurazioni e potenziamenti parziali sulle linee di accesso); la fase in cui l'infrastruttura si trova nella sua configurazione definitiva (quadruplicamento della ferrovia del Brennero), ad una distanza temporale dall'apertura delle ultime opere sufficiente per permettere un primo adeguamento dei traffici al nuovo assetto.

Per quanto riguarda le evoluzioni di medio e lungo periodo in [1] si ipotizzano tre diverse ipotesi di pro-

Tabella 8 – Table 8

Previsioni tonnellate trasportate e split modale 2018-2040 scenario A ad infrastrutture invariate rispetto all'attualità. *Transported tonnage and modal split forecasts scenario A with unchanged infrastructures with respect to current situation between 2018 and 2040.*

Anno Year	Tonnellate (mio/anno) Tons (million/year)			Split modale Modal split	
	Totale Total	Strada Road	Ferrovia Rail	Strada Road	Ferrovia Rail
2018	49.422	34.705	14.717	70.22%	29.78%
2019	49.833	34.968	14.865	70.17%	29.83%
2020	50.513	35.398	15.115	70.08%	29.92%
2021	51.323	35.884	15.439	69.92%	30.08%
2022	52.184	36.388	15.797	69.73%	30.27%
2023	53.048	36.884	16.165	69.53%	30.47%
2024	53.882	37.356	16.526	69.33%	30.67%
2025	54.664	37.794	16.871	69.14%	30.86%
2026	55.380	38.190	17.190	68.96%	31.04%
2027	56.018	38.540	17.478	68.80%	31.20%
2028	56.572	38.842	17.731	68.66%	31.34%
2029	57.040	39.093	17.947	68.54%	31.46%
2030	57.422	39.422	18.000	68.65%	31.35%
2031	57.686	39.686	18.000	68.80%	31.20%
2032	57.874	39.874	18.000	68.90%	31.10%
2033	58.010	40.010	18.000	68.97%	31.03%
2034	58.109	40.109	18.000	69.02%	30.98%
2035	58.182	40.182	18.000	69.06%	30.94%
2036	58.237	40.237	18.000	69.09%	30.91%
2037	58.277	40.277	18.000	69.11%	30.89%
2038	58.308	40.308	18.000	69.13%	30.87%
2039	58.330	40.330	18.000	69.14%	30.86%
2040	58.348	40.348	18.000	69.15%	30.85%

gramme are hypothesised which, on average, determine an increase in the capacity of the railway mode, characterised by an average factor of 1.75 and 2.4 respectively. If these multiplicative factors are applied directly to the current capacity of the railway and road transport capacity is maintained unchanged at 40.4 million tons per year, it is estimated that by 2027 a railway capacity of 31.5 million tons per year is brought to 43.2 million tons yearly by 2035. Ultimately, this configures an evolution of the overall capacity of the system that goes from the current 58.4 million tons to 71.9 in 2027 and therefore to 83.6 in 2035.

For the macroeconomic scenario, instead, the hypotheses considered in § 7.1 are maintained for the evolution of nominal GDP and Industrial production.

gramma di esercizio che determinano mediamente, rispetto al breve periodo, un aumento della capacità della modalità ferrovia caratterizzate da un fattore medio rispettivamente pari a 1.75 e 2.4. Se si applicano questi fattori moltiplicativi direttamente alla capacità attuale della ferrovia e si mantiene invariata la capacità di trasporto stradale a 40.4 milioni di tonnellate annue, si stima al 2027 una capacità ferroviaria pari a 31.5 milioni di tonnellate annue che viene portata a 43.2 milioni di tonnellate annue al 2035. In definitiva, ciò configura un'evoluzione della capacità complessiva del sistema che passa dalle attuali 58.4 milioni di tonnellate a 71.9 al 2027 e quindi a 83.6 al 2035.

Per lo scenario macroeconomico, invece, vengono mantenute le ipotesi considerate nel § 7.1 per la evoluzione del PIL nominale e della Produzione Industriale.

L'introduzione delle due nuove soglie di capacità complessiva del sistema di trasporto stradale + ferroviario, che si attestano su 71.9 milioni di tonnellate al 2027 e 83.6 milioni di tonnellate al 2035, rende necessario stimare nuovamente il modello (26). Procedendo come al § 5.2 si ottengono le stime dei parametri riportate nelle Tabelle 8 e 9, relative rispettivamente all'ipotesi di capacità pari a 71.9 milioni di tonnellate e 83.6 milioni di tonnellate, e le specificazioni della (26) nelle relative equazioni (31) e (32).

$$\left(\frac{\Delta T T_t}{\tau_t}\right)_{Y^*=71.9} = 0.0892 + 1.4188 \cdot (PIL)_t + 0.4801 \cdot (PI)_t - 0.4358 \cdot M - 1.4227 \cdot T T_{t-1} \quad (31)$$

$$\left(\frac{\Delta T T_t}{\tau_t}\right)_{Y^*=83.6} = 0.0926 + 1.2456 \cdot (PIL)_t + 0.4277 \cdot (PI)_t - 0.3204 \cdot M - 1.2731 \cdot T T_{t-1} \quad (32)$$

Il modello tarato considerando la capacità complessiva del sistema di a 71.9 milioni di tonnellate (Tabella 9 ed equazione (31)) presenta residui per i quali si accettano le ipotesi di non autocorrelazione (test di Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: LM = 2.4435 con p-value = P(Chi-quadro(1) > 2.4435) = 0.1180); normalità (test W di Shapiro-Wilk = 0.9651, con p-value 0.4785); omoschedasticità statica (test White Statistica test: LM = 5.5544 con p-value = P(Chi-quadro(10) > 5.5544) = 0.8512) e dinamica (test per ARCH Statistica test: LM = 0.6391 con p-value = P(Chi-quadro(1) > 0.6391) = 0.4240); assenza di multicollinearità significativa (Condition Index (Ci) pari a 12.93 ed inferiore alle soglie che indicano un possibile problema di condizionamento (Ci=15) ovvero di una severa situazione di multicollinearità (Ci=30)).

Anche il modello che considera la capacità totale di 83.6 milioni di tonnellate (Tabella 10 ed equazione (32))

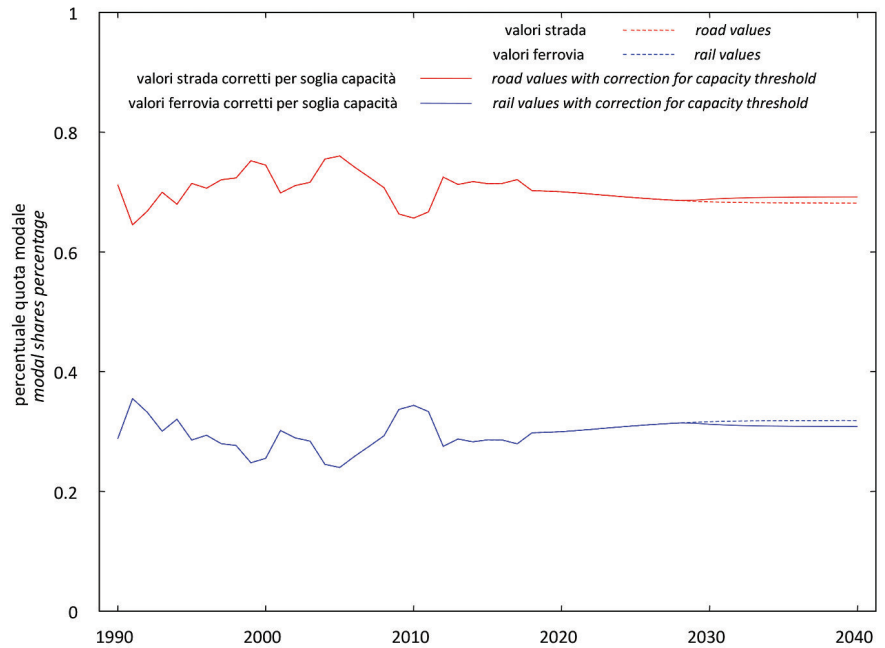


Fig. 12 - Previsioni split modale 2018-2040 con correzione per soglia capacità - scenario A.

Fig. 12 - 2018-2040 modal split forecasts with correction for capacity threshold - scenario A.

The introduction of the two new total capacity thresholds for the road + rail transport system, which stands at 71.9 million tons in 2027 and 83.6 million tons in 2035, makes it necessary to re-estimate the model (26). Proceeding as in § 5.2 the parameter estimates reported in Tables 8 and 9 are obtained, relating respectively to the capacity hypothesis of 71.9 million tons and 83.6 million tons, and the specifications of (26) in the relative equations (31) and (32).

$$\left(\frac{\Delta T T_t}{\tau_t}\right)_{Y^*=71.9} = 0.0892 + 1.4188 \cdot (PIL)_t + 0.4801 \cdot (IP)_t - 0.4358 \cdot M - 1.4227 \cdot T T_{t-1} \quad (31)$$

$$\left(\frac{\Delta T T_t}{\tau_t}\right)_{Y^*=83.6} = 0.0926 + 1.2456 \cdot (PIL)_t + 0.4277 \cdot (IP)_t - 0.3204 \cdot M - 1.2731 \cdot T T_{t-1} \quad (32)$$

The model calibrated considering the overall capacity of the system of 71.9 million tons (Table 9 and equation (31)) presents residuals for which the hypotheses of non-autocorrelation are accepted (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: LM = 2.4435 with p-value = P (Chi-square (1) > 2.4435) = 0.1180); normality (Shapiro-Wilk W test = 0.9651, with p-value 0.4785); static homoscedasticity (White test Statistics test: LM = 5.5544 with p-value = P (Chi-square (10) > 5.5544) = 0.8512) and dynamics (test for ARCH Statistical test: LM = 0.6391 with p-value = P (Chi - square (1) > 0.6391) = 0.4240); absence of significant multicollinearity (Condition Index (Ci) equal to 12.93 and lower than the thresholds that indicate a possible conditioning problem (Ci = 15) or of a severe situation of multicollinearity (Ci = 30)).

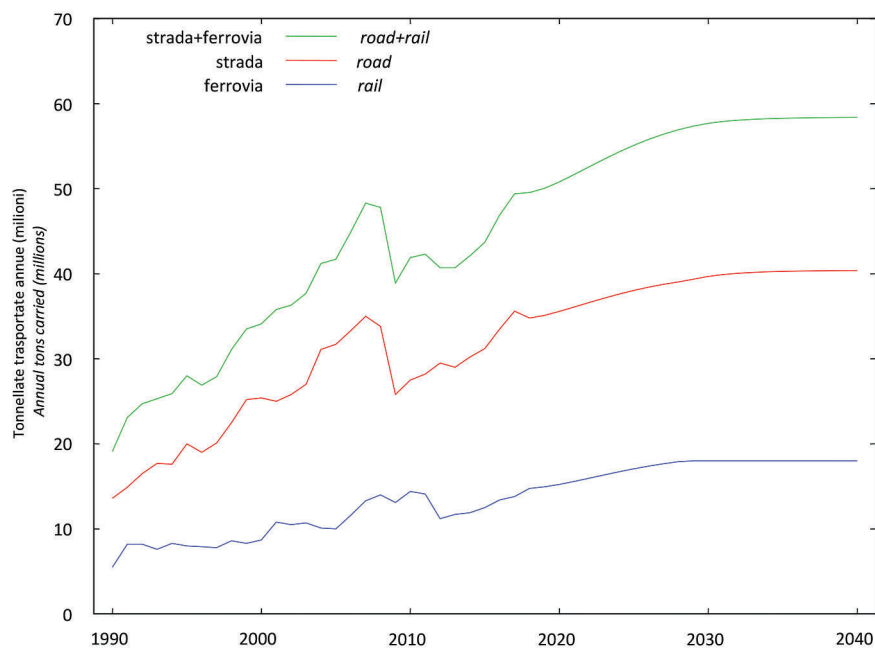


Fig. 13 - Previsioni tonnellate trasportate 2015-2040 scenario A ad infrastrutture invariate rispetto all'attualità (1990-2017 dati storici).

Fig. 13 - 2015-2040 Transported tonnage forecasts scenario A with unchanged infrastructure compared to current situation (1990-2017 historical data).

presenta residui per i quali possono accettarsi le ipotesi di non autocorrelazione (test di Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $LM = 2.4659$ con $p\text{-value} = P(\text{Chi-quadrato}(1) > 2.4659) = 0.1163$), normalità (test W di Shapiro-Wilk = 0.9636, con $p\text{-value} 0.4449$), omoschedasticità statica (test White Statistica test: $LM = 5.2086$ con $p\text{-value} = P(\text{Chi-quadrato}(10) > 5.2086) = 0.8768$) e dinamica (test per ARCH Statistica test: $LM = 0.6228$ con $p\text{-value} = P(\text{Chi-quadrato}(1) > 0.6228) = 0.4300$), e di accettabile correlazione tra le variabili dipendenti, tale da non configurare problematicità evidenti di multicollinearità nell'inferenza sul modello (Condition Index (Ci) pari a 12.765, anche in questo caso inferiore alle soglie di problematicità).

Come utile confronto, nella Tabella 11 sono mostrati i valori effettivi delle elasticità costanti $\alpha_1 = \alpha'_1/\theta$ e $\alpha_2 = \alpha'_2/\theta$, le quali appaiono non variare in maniera significativa al variare del tonnellaggio annuo massimo.

Considerando l'evoluzione delle variabili macroeconomiche riportata al § 7.1 e tenendo conto del modello dinamico ad aggiustamento parziale con variazione della capacità totale di trasporto rappresentato secondo la (28) fino al 2026, con la (31) dal 2027 al 2034 e con la (32) dal 2035 al 2040, si ottiene l'andamento dei tonnellaggi riportato in Fig. 14. Tale andamento è messo a confronto con le risposte del medesimo modello nell'ipotesi di infrastrutture invariate rispetto a oggi (scenario A cfr. Fig. 11). Come si evince dall'andamento della previsione, nel caso di aumento della capacità ferroviaria secondo i fattori sopra richiamati (e come riportato in dettaglio nella Tabella

Even the model that considers the total capacity of 83.6 million tons (Table 10 and equation (32)) presents residuals for which the hypotheses of non-autocorrelation can be accepted (Breusch-Godfrey test Serial Correlation LM Test: $LM = 2.4659$ with $p\text{-value} = P(\text{Chi-square}(1) > 2.4659) = 0.1163$), normality (Shapiro-Wilk W test = 0.9636, with $p\text{-value} 0.4449$), static homoscedasticity (White test Statistics test: $LM = 5.2086$ with $p\text{-value} = P(\text{Chi-square}(10) > 5.2086) = 0.8768$) and dynamic (test for ARCH Statistics test: $LM = 0.6228$ with $p\text{-value} = P(\text{Chi-square}(1) > 0.6228) = 0.4300$), and acceptable correlation between the dependent variables, such as not to show evident problems of multicollinearity in the inference on the model (Condition Index (Ci) equal to 12.765, also in this case lower than complexity thresholds).

As a useful comparison, Table 11 shows the actual values of the constant elasticities $\alpha_1 = \alpha'_1/\theta$ and $\alpha_2 = \alpha'_2/\theta$, which do not appear to vary significantly with changes in the maximum annual tonnage.

Considering the evolution of the macroeconomic variables reported in § 7.1 and taking into account the dynamic model with partial adjustment with variation of the total transport capacity represented according to (28) up to 2026, with (31) from 2027 to 2034 and with (32) from 2035 to 2040, the tonnage trend reported in Fig. 14 is obtained. This trend is compared with the results of the same model in the hypothesis of unchanged infrastructures compared to today (scenario A see Fig. 11). As can be seen from the forecast trend, in the case of an increase in railway capacity according to the factors mentioned above (and as detailed in Table 12), the estimated value of 63.818 million tons per year at 2040 never reaches the capacity threshold of 83.6.

Resuming the specification of the model reported in § 4, the way the generalised costs of the alternatives have been expressed, the variation of the capacity of a transport mode from the initial value k to a new value k' (such that $C = k'/k$) involves a variation in parameters δ_1 and δ_2 , and, which become $\delta'_1 = \delta_1/C$ and $\delta'_2 = \delta_2/C$.

Considering that compared to 2020 (and therefore by assumption also compared to the current value) C is equal to 1.75 from 2027 to 2034 and equal to 2.4 from 2035 to 2040, the new forecasts shown in Fig. 15 are obtained.

Even if the road capacity threshold is kept constant and equal to the current 40.4 million tons per year, the redefinition of the capacity thresholds of the railway system which in the hypotheses considered above stand at 31.5 million tons per year by 2027 and 43.2 million tons per year by 2035, determines a reconfiguration of the modal split.

Tabella 9 – Table 9

Risultati della stima del modello (26) con variabile dummy M e capacità 71.9 mio tonnellate annue.

Results of the model estimate (26) with M dummy variable and 71.9 million tons per year capacity.

Modello (26) con capacità 71.9 mio ton: Prais-Winsten, usando le osservazioni 1991-2017 (T = 27)

Variabile dipendente: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.665678

Model (26) with 71.9 million tons capacity: Prais-Winsten, using the observations 1991-2017 (T = 27)

Dependent variable: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.665678

	Coefficiente Coefficient	Errore Std. Error	rapporto t t ratio	p-value	VIF
Costante Constant	0.0892	0.0886	1.0067	0.3250	
PIL GDP	1.4188	0.3390	4.1849	0.0004	27.3690
PI IP	0.4801	0.3378	1.4213	0.1693	1.1960
TT(t-1)	-1.4227	0.2931	-4.8548	0.0001	28.1910
M	-0.4358	0.0859	-5.0707	0.0000	1.5260

Statistiche basate sui dati rho-differenziati:
Statistics based on rho-differentiated data:

Media var. dipendente Var. dependent average	0.0596	SQM var. dipendente SQM dependent var.	0.1591
Somma quadr. Residui Residuals Square sum	0.1101	E.S. della regressione S.E. of the regression	0.0707
R-quadro non centrato not centred R-square	0.8334	R-quadro centrato centred R-square	0.8031
F(4, 20)	40.1441	P-value(F)	0.0000
rho	0.1675	Durbin-Watson	1.6313

12), il valore stimato che al 2040 è pari a 63.818 milioni di tonnellate annue non raggiunge mai la soglia di capacità di 83.6.

Riprendendo la specificazione del modello riportato al § 4, per come sono stati espressi i costi generalizzati delle alternative, la variazione della capacità di una modalità di trasporto dal valore iniziale k ad un nuovo valore k' (tali che $C = k'/k$) comporta una variazione nei parametri δ_1 e δ_2 , che diventano $\delta'_1 = \delta_1/C$ e $\delta'_2 = \delta_2/C$.

Considerando che rispetto al 2020 (e quindi per asunzione anche rispetto al valore attuale) C è pari a 1.75 dal 2027 al 2034 e pari a 2.4 dal 2035 al 2040, si ottengono le nuove previsioni riportate in Fig. 15.

Se anche la soglia di capacità stradale viene mantenuta costante e pari agli attuali 40.4 milioni di tonnellate annue, la ridefinizione delle soglie di capacità del sistema ferroviario che nelle ipotesi sopra considera si attestano su 31.5 milioni di tonnellate annue al 2027 e 43.2 milioni

Fig. 15 shows how, under the hypotheses considered, by 2040 a distribution of the tons transported between road and rail is reached with percentages respectively of 52%-48%.

Table 12 shows the forecast values from 2018 to 2040 of the tonnages and the modal distributions (trends Figs. 15 and 16). Fig. 16 shows the forecast trend of road and rail tonnages, which highlights how the expected tonnage values at 2040 stand at 33 million on the road and 31 million on the railway for a total of 64 million total tons per year.

8. Conclusions

The results obtained for scenario A (see § 7.1), which considers the evolution of the macroeconomic context only, assuming an invariance in the infrastructural system (and therefore assuming the invariance of the capacitive thresholds of the transport systems), indicate the full achievement

Tabella 10 – Table 10

Risultati della stima del modello (26) con variabile dummy M e capacità 83.6 mio tonnellate annue.

Results of the model estimate (26) with M dummy variable and 83.6 million tons per year capacity.

Modello (26) con capacità 83.6 mio ton: Prais-Winsten, usando le osservazioni 1990-2017 (T = 27)

Variabile dipendente: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.670519

Model (26) with 83.6 million tons capacity: Prais-Winsten, using the 1990-2017 (T = 27) observations

Dependent variable: $\Delta TT/\tau$ - rho = 0.670519

	Coefficiente Coefficient	Errore Std. Error	rapporto t t ratio	p-value	VIF
Costante Constant	0.0926	0.0764	1.2124	0.2382	
PIL GDP	1.2456	0.2898	4.2986	0.0003	27.3690
PI IP	0.4277	0.2899	1.4753	0.1543	1.1960
TT(t-1)	-1.2731	0.2498	-5.0960	0.0000	28.1910
M	-0.3204	0.0734	-4.3678	0.0002	1.5260

Statistiche basate sui dati rho-differenziati:
Statistics based on rho-differentiated data:

Media var. dipendente Var. dependent average	0.0544	SQM var. dipendente SQM dependent var.	0.1303
Somma quadr. Residui Residuals Square sum	0.0802	E.S. della regressione S.E. of the regression	0.0604
R-quadro non centrato not centred R-square	0.8191	R-quadro centrato centred R-square	0.7862
F(4, 20)	36.4138	P-value(F)	0.0000
rho	0.1710	Durbin-Watson	1.6221

Tabella 11 – Table 11

Riepilogo dei valori stimati per le elasticità costanti (α'_i/θ) al variare della capacità di trasporto.

Summary of estimated values for constant elasticities (α'_i/θ) with variable transport capacity.

Parametro elasticità Elasticity parameter	Variabile dipendente Dependant variable	Equazione modello Model equation	Capacità totale (mio tonn/anno) Total capacity (million tons/year)	Valore stimato Estimated value
α_1	PIL GDP	(28)	58.4	1.0458
α_2	PI IP	(28)	58.4	0.3472
α_1	PIL GDP	(31)	71.9	0.9972
α_2	PI IP	(31)	71.9	0.3374
α_1	PIL GDP	(32)	83.6	0.9784
α_2	PI IP	(32)	83.6	0.3360

di tonnellate annue al 2035, determina una riconfigurazione dello split modale.

La Fig. 15 evidenzia come, sotto le ipotesi considerate, al 2040 si raggiunga una ripartizione delle tonnellate trasportate tra strada e ferrovia con percentuali rispettivamente del 52%/48%.

Nella Tabella 12 sono riportati i valori di previsione dal 2018 al 2040 dei tonnelli e delle distribuzioni modali (andamenti Figg. 15 e 16). In Fig. 16 è riportato l'andamento previsionale dei tonnelli in strada e ferrovia, in cui si evidenzia come i valori dei tonnelli attesi al 2040 si attestino su 33 milioni su strada e 31 milioni su ferrovia per un totale di 64 milioni di tonnellate totali annue.

8. Conclusioni

I risultati ottenuti per lo scenario A (cfr. il § 7.1), che considera la sola evoluzione del contesto macroeconomico supponendo una invarianza nel sistema infrastrutturale (e quindi assumendo l'invarianza delle soglie capacitive dei sistemi di trasporto), segnalano il pieno raggiungimento dell'attuale capacità della modalità ferrovia al 2030. A tale orizzonte temporale, infatti, si prevedono 39.4 mi-

road transport, linked to the aforementioned railway congestion.

At 2035 the modal distribution shares stand at 69% for the road and 31% for the railway. They remain substantially

of the current capacity of the railway mode by 2030. In fact, over this time-frame, 39.4 million tons per year are expected on the road system and 18 million tons per year on the railway, for a total of 57.4 million tons a year transported overall. Road/rail modal distribution, which starts at 70%-30% expected in 2018, stands at 2030 at 69%-31%.

Starting from 2030 the achievement of the railway capacity threshold determines a minimum tendency to increase the road component. Since the latter system is still under-saturated, new contributions deriving from the increase in total tonnage can be addressed on it. Fig. 17 shows the trends of the year-on-year growth rates of the total tonnages and by modal component: note the increasing trend of the rates up to 2022 due to the assumed macroeconomic dynamics, then decreasing starting from 2023. An exception is the slight increase at 2030 in

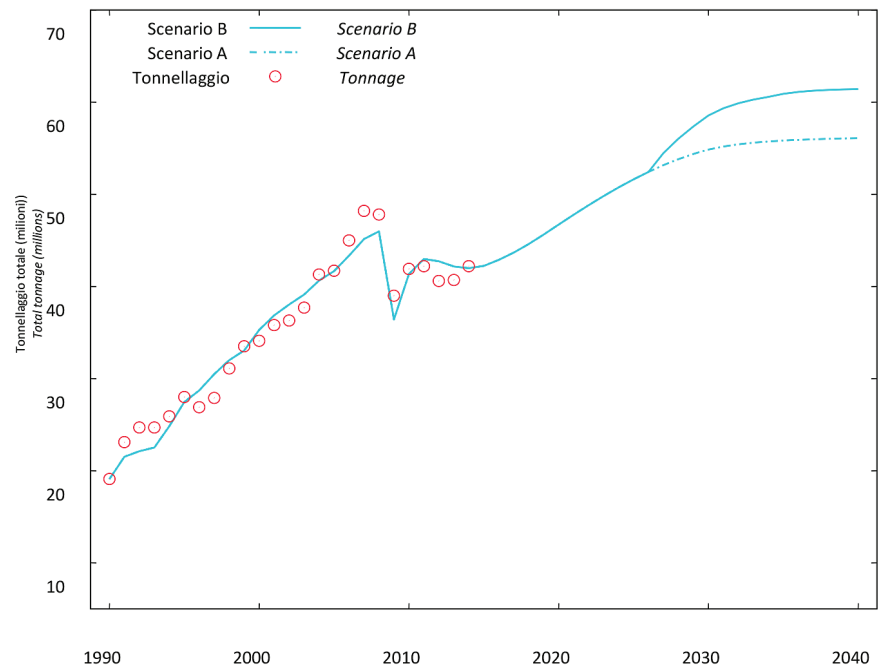


Fig. 14 - Previsione modello con dinamica di aggiustamento per scenario B e confronto con scenario A.

Fig. 14 - Model forecast with adjustment dynamics for scenario B and comparison with scenario A.

lioni di tonnellate annue sul sistema stradale e 18 milioni di tonnellate annue su ferrovia, per un totale di 57.4 milioni di tonnellate annue complessivamente trasportate. La distribuzione modale strada/ferrovia, che parte dal valore 70%-30% previsto al 2018, si attesta al 2030 su 69%-31%.

A partire dal 2030 il raggiungimento della soglia della capacità ferroviaria determina una minima tendenza all'aumento della componente stradale. Poiché quest'ultimo sistema risulta ancora sotto-saturo, su di esso possono essere indirizzati i nuovi apporti derivanti dall'incremento del tonnellaggio totale. In Fig. 17 sono riportati gli andamenti dei tassi di crescita anno su anno dei tonnellaggi totali e per componente modale: si nota l'andamento crescente dei tassi fino al 2022 per via delle ipotizzate dinamiche macroeconomiche, poi decrescente a partire dal 2023. Fa eccezione il lieve aumento al 2030 nel trasporto stradale, legato al già citato congestionamento della ferrovia.

Al 2035 le quote di distribuzione modale si attestano sul 69% per la strada e 31% per la ferrovia. Esse permangono sostanzialmente costanti fino al 2040. Al 2035 e al 2040 il totale previsto è pari rispettivamente a 58.1 e 58.3 milioni di tonnellate annue.

Nell'ipotesi di scenario A, quindi, si giunge al 2040 con un sistema ferroviario saturo e con un sistema stradale che con 40.35 milioni di tonnellate annue è anche esso alla soglia di saturazione. In Fig. 18 è riportato l'andamento delle riserve di capacità, che evidenzia la sostanziale saturazione del valico nel lungo periodo (2035-2040).

Prendendo in esame i risultati dello scenario B (cfr. il § 7.2), la Fig. 19 mostra come al 2027 l'entrata in esercizio del BBT con doppio binario (ma con riconfigurazioni e potenziamenti solo parziali sulle linee di accesso che non consentono la piena funzionalità di tutto il corridoio), determini un aumento della capacità residua del sistema ferroviario, e di conseguenza di tutto il valico del Brennero. Sempre in Fig. 19 è evidente l'ulteriore incremento di capacità del sistema al 2035 con l'infrastruttura che si trova ormai nella sua configurazione definitiva.

Questi aumenti nella capacità dei tonnellaggi totali condizionano le previsioni di evoluzione degli stessi ottenute con il modello ad aggiustamento dinamico parziale, con un aumento dei totali annuali previsti rispetto allo scenario A variabile tra il +2% al 2027 e il +7.5% al 2034 e tra il +8.2% al 2035 fino al +9.4% al 2040.

Contrariamente a quanto rilevato nello scenario A, per cui al 2027 il sistema ferroviario si presenta vicino alla saturazione e tale da determinare minimi rialzi progressivi nella sola quota modale su strada, nello scenario B il modello di split modale evidenzia un aumento della quota modale su ferrovia a scapito di quella stradale, governato dall'ipotizzato aumento della capacità ferroviaria. Tenendo conto del ritardo della dinamica di adattamento modale, al 2028 la quota su ferro-

Tabella 12 – Table 12

Previsioni tonnellate trasportate e split modale 2018-2040 scenario B evoluzione infrastrutturale.

Transported tonnage and modal split forecasts for scenario B with infrastructure evolution between 2018 and 2040.

Anno Year	Tonnellate (mio/anno) Tons (million/year)			Split modale Modal split	
	Totali Total	Strada Road	Ferrovia Rail	Strada Road	Ferrovia Rail
2018	49.422	34.705	14.717	70.22%	29.78%
2019	49.833	34.968	14.865	70.17%	29.83%
2020	50.513	35.398	15.115	70.08%	29.92%
2021	51.323	35.884	15.439	69.92%	30.08%
2022	52.184	36.388	15.797	69.73%	30.27%
2023	53.048	36.884	16.165	69.53%	30.47%
2024	53.882	37.356	16.526	69.33%	30.67%
2025	54.664	37.794	16.871	69.14%	30.86%
2026	55.380	38.190	17.190	68.96%	31.04%
2027	57.108	39.290	17.818	68.80%	31.20%
2028	58.285	38.789	19.496	66.55%	33.45%
2029	59.396	38.237	21.160	64.38%	35.62%
2030	60.455	37.647	22.808	62.27%	37.73%
2031	61.195	36.874	24.322	60.26%	39.74%
2032	61.736	36.095	25.642	58.47%	41.53%
2033	62.145	35.816	26.329	57.63%	42.37%
2034	62.459	35.967	26.492	57.59%	42.41%
2035	62.947	36.206	26.741	57.52%	42.48%
2036	63.271	35.206	28.065	55.64%	44.36%
2037	63.491	34.201	29.290	53.87%	46.13%
2038	63.642	33.340	30.302	52.39%	47.61%
2039	63.746	32.971	30.775	51.72%	48.28%
2040	63.818	32.952	30.867	51.63%	48.37%

constant until 2040. By 2035 and 2040, the total expected is 58.1 million and 58.3 million tons per year respectively.

In scenario A, therefore, we reach 2040 with a saturated railway system and with a road system that with 40.35 million tons a year is also at the saturation threshold. Fig. 18 shows the trend of capacity reserves, which shows the substantial saturation of the pass in the long term (2035-2040).

Taking into consideration the results of scenario B (see § 7.2), Fig. 19 shows how at 2027 the entry into operation of the BBT with double track (but with reconfigurations and only partial upgrades on the access lines that do not allow the full functionality of the entire corridor), determines an increase in the remaining capacity of the railway sys-

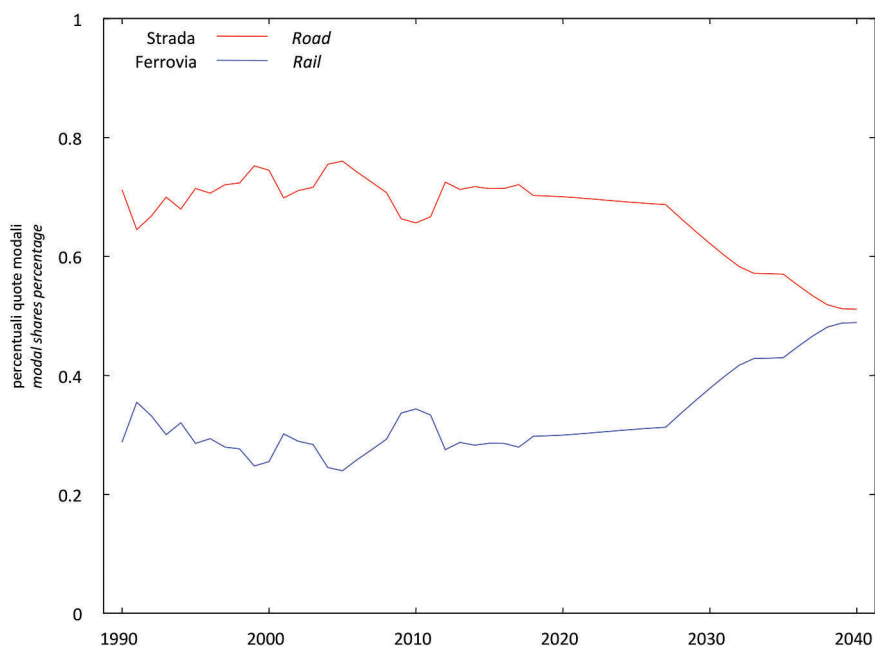


Fig. 15 - Previsioni split modale 2018-2040 scenario B.

Fig. 15 - 2018-2040 scenario B modal split forecast.

via guadagna due punti percentuali rispetto all'anno precedente. Tale aumento vale circa il 9% di incremento nei tonnelli trasportati su ferro rispetto all'anno precedente, con una variazione del 10% rispetto allo scenario A. Dualmente, al 2028 si assiste ad una riduzione dell'1% dei tonnelli annui stradali, che risultano invariati rispetto allo scenario A.

Questa tendenza permane nello scenario B anche negli anni seguenti, con una dinamica smorzata nella crescita anno su anno della componente ferroviaria (dal +2% al 2028 al +0.1% al 2034 nella distribuzione modale e mediamente del +5.8% tra il 2028 ed il 2034 per i tonnelli) e nella conseguente riduzione di quella stradale (dal -2% al 2028 al -0.1% al 2034 nella distribuzione modale e mediamente del -1.25% tra il 2028 ed il 2034 per i tonnelli). Al 2034, in definitiva, nello scenario B si prevedono tonnelli su ferrovia maggiori del 47% e tonnelli su strada inferiori del 7.5% rispetto allo scenario A.

Al 2035 la piena funzionalità del corridoio attiva un incremento nei tonnelli totali, che il ritardo nella dinamica del modello di split traduce nell'anno successivo in un reindirizzamento modale a favore

tem, and consequently of the entire Brenner pass. Also in Fig. 19 the further increase in system capacity at 2035 is evident with the infrastructure that is now in its final configuration.

These increases in the total tonnage capacity affect the evolution forecasts of the same obtained with the partial dynamic adjustment model, with an increase in the estimated annual totals compared to scenario A variable between +2% in 2027 and +7.5% in 2034 and between +8.2% in 2035 up to +9.4% in 2040.

Contrary to what was observed in scenario A, whereby in 2027 the railway system is close to saturation and such as to determine minimum progressive rises only in the modal share on the road, in scenario B the modal split model shows an increase in the modal share on rail at the expense of road traffic, governed by the assumed increase in railway capacity. Taking into account the delay in modal adapta-

tion dynamics, by 2028 the share on the railroad gains two percentage points compared to the previous year. This increase is worth about 9% of the increase in tonnages transported by rail compared to the previous year, with a variation of 10% compared to scenario A. By 2028, there is a 1%

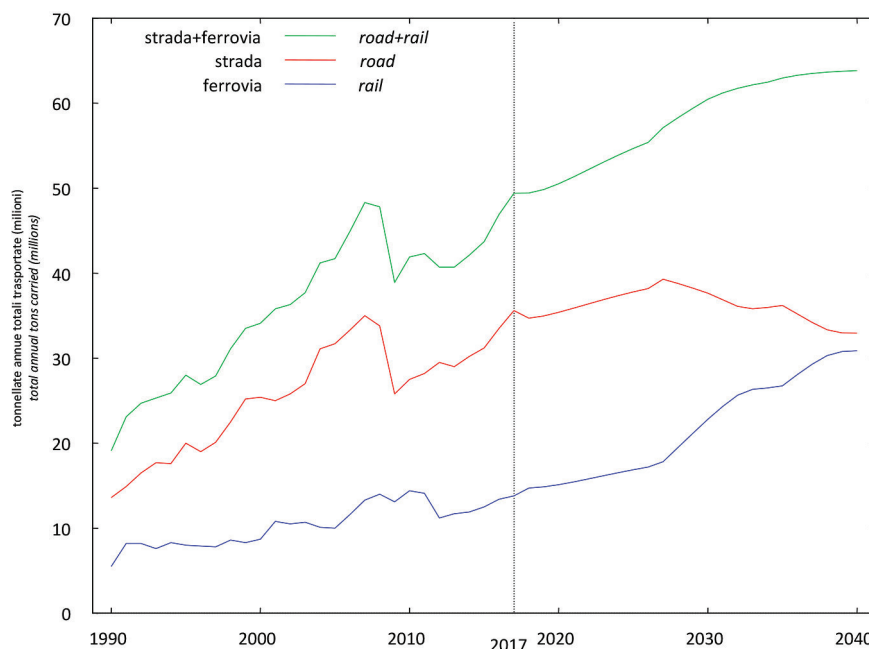


Fig. 16 - Previsioni tonnellate trasportate 2018-2040 scenario B con evoluzione infrastrutture (1990-2017 dati storici).

Fig. 16 - Forecasts of tons transported 2018-2040 scenario B with infrastructure evolution (1990-2017 historical data).

della ferrovia. Al 2036 la quota su ferrovia guadagna due punti percentuali rispetto all'anno precedente. Tale aumento vale circa il 5% di incremento nei tonnellaggi trasportati su ferro rispetto all'anno precedente, con una variazione del 56% rispetto allo scenario A. Dualmente al 2036 si assiste ad una riduzione dell'2% dei tonnellaggi annui stradali, in riduzione del 13% rispetto allo scenario A. Anche in questo caso la tendenza permane negli anni seguenti, con una dinamica smorzata nella crescita anno su anno della componente ferroviaria (dal +2% al 2036 al +0.1% al 2040 nella distribuzione modale e mediamente del +2.9% per i tonnellaggi) e nella conseguente riduzione di quella stradale (dal -2% al 2036 al -0.1% al 2040 nella distribuzione modale e mediamente del -1.8% per i tonnellaggi). Al 2040, in definitiva, nello scenario B si prevedono tonnellaggi su ferrovia maggiori del 71% e tonnellaggi su strada inferiori del 18.3% rispetto allo scenario A.

Risulta a questo punto utile produrre alcuni confronti rispetto ai risultati dei precedenti studi, in merito ai tonnellaggi totali ed alla ripartizione modale.

Il confronto tra le previsioni di evoluzione dei tonnellaggi totali ottenute nei § precedenti e le stime in [1] operate sulla base delle curve logistiche dei tonnellaggi mette in evidenza scostamenti temporalmente crescenti, differenziati per i due scenari qui considerati. Prima di valutare numericamente l'entità di tali scostamenti, occorre puntualizzare come essi siano di fatto attribuibili ad una molteplicità di fattori che riguardano sia la diversa struttura dei modelli considerati, sia la differente base dati utilizzata per la calibrazione dei parametri.

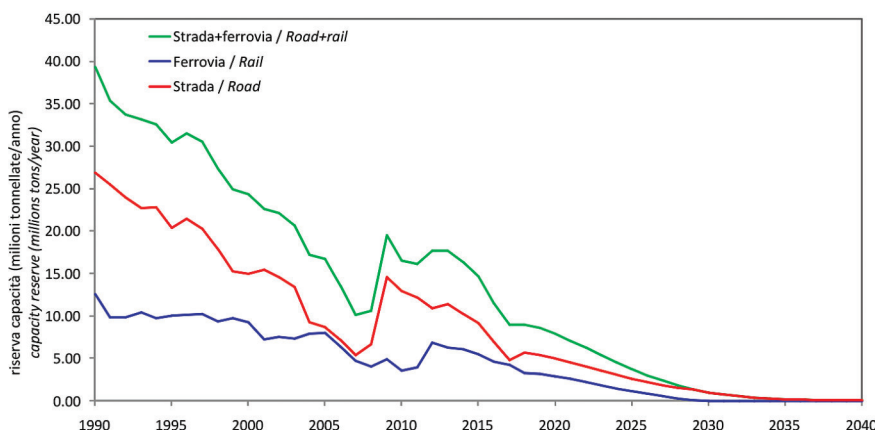


Fig. 18 - Andamento della capacità residua nello scenario A.

Fig. 18 - Trend of the capacity reserve in scenario A.

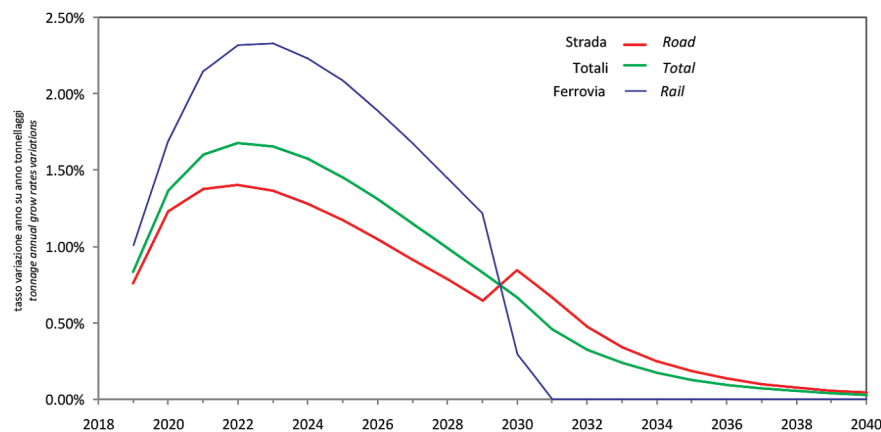


Fig. 17 - Andamento previsionale dei tassi di crescita anno su anno dei tonnelli annuali trasportati.

Fig. 17 - Forecast for annual growth rates of transported tonnages.

reduction in annual road tonnages, which are unchanged compared to scenario A.

This trend continues in scenario B even in the following years, with a damped dynamic in the year-over-year growth of the railway component (from +2% in 2028 to +0.1% in 2034 in the modal distribution and on average of +5.8% between 2028 and 2034 for the tonnages) and the consequent reduction of the street one (from -2% in 2028 to -0.1% in 2034 in the modal distribution and on average of -1.25% between 2028 and 2034 for the tonnages). In 2034, ultimately, scenario B envisages tonnages on the railway higher than 47% and road tonnages lower by 7.5% compared to scenario A.

In 2035 the full functionality of the corridor activates an increase in the total tonnages, which the delay in the dynamics of the split model translates in the following year into a modal redirection in favour of the railway. By 2036 the share on the railroad gains two percentage points compared to the previous year. This increase is worth approximately 5% of the increase in tonnages transported by rail compared to the previous year, with a variation of 56% compared to scenario A. By 2036 there is a reduction of 2% in annual road tonnage, down by 13% compared to scenario A. Also in this case the trend persists in the following years, with a damped dynamic in the year-over-year growth of the railway component (from +2% in 2036 to +0.1% in 2040 in the modal and average distribution of +2.9% for the tonnages) and the consequent reduction of the road one (from -2% in 2036 to -0.1% in 2040 in the modal distribution and on average of -1.8% for the tonnages). In 2040, ultimately, scenario B envisages tonnages on the railway higher than 71%

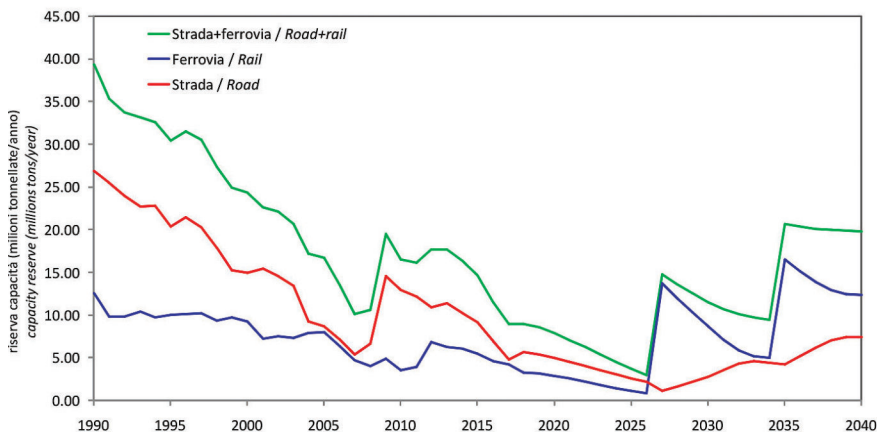


Fig. 19 - Andamento della capacità residua nello scenario B.

Fig. 19 - Trend of the capacity reserve in scenario B.

Il modello in [1], basato sulla interpolazione logistica, non consente di operare previsioni in considerazione di scenari di contesto macroeconomico. L'approccio qui utilizzato, invece, si discosta dall'imposizione di una precisa forma funzionale (i.e. curva di Gompertz) al trend dei tonnelli totali annui, operando la calibrazione di un modello di regressione con soglia di capacità basato sull'utilizzo di variabili macroeconomiche.

I risultati qui presentati, inoltre, considerano una base dati più estesa rispetto a quella di [1], comprendendo anche il triennio 2015-2017. Sull'ultimo anno consuntivato (2017), il modello con regressione logistica evidenzia uno scarto negativo (-2.8% pari a 1.4 milioni di tonnellate) rispetto al valore effettivo dei tonnelli trasportati. Se anche i due modelli considerano l'esistenza di un vincolo di capacità, come asintoto della curva logistica in [1] e come soglia di saturazione nella dinamica di aggiustamento in questo paper, occorre sottolineare la differenza nei valori assunti per la modalità di trasporto stradale. In [1] la soglia della capacità stradale veniva assunta in 38.2 milioni di tonnellate annue che, insieme alla capacità ferroviaria di 18 milioni di tonnellate annue, configurava una capacità complessiva di 56.2 milioni di tonnellate annue. In considerazione della dinamica registrata nell'ultimo triennio, in questa sede si è utilizzato un valore di soglia per le tonnellate annue stradali pari a 40.4, con una capacità complessiva incrementata del 4% circa e pari a 58.4.

Ciò premesso, si possono evidenziare le differenze nei profili evolutivi ottenuti. Prendendo in esame lo scenario A con infrastrutture costanti rispetto all'attualità, lo scostamento rispetto alle stime di [1] si attesta su valori compresi tra il +1.8% (1 milione di tonnellate/anno) al 2018 e il +8.6% (4.5 milioni di tonnellate/anno) al 2030, fino a calare al +7% al 2040 (3.7 milioni di tonnellate/anno).

Gli scostamenti pur contenuti che si hanno in considerazione dello scenario A aumentano se si prende in

and road tonnages lower by 18.3% compared to scenario A.

At this point it is useful to provide some comparisons with the results of the previous studies, regarding the total tonnages and the modal split.

The comparison between the evolution forecasts of the total tonnages obtained in the previous § and the estimates in [1] made on the basis of the logistic tonnage curves shows temporally increasing deviations, differentiated for the two scenarios considered here. Before evaluating the extent of these deviations numerically, it is necessary to point out that they are in fact attributable to a multiplicity of factors that concern both the different structure of the models considered, and the different database used for the calibration of the parameters.

structure of the models considered, and the different database used for the calibration of the parameters.

The model in [1], based on logistic interpolation, does not allow to make forecasts in consideration of macroeconomic context scenarios. The approach used here, on the other hand, differs from the imposition of a precise functional form (i.e. Gompertz curve) on the trend of total annual tonnages, by calibrating a regression model with a capacity threshold based on the use of macroeconomic variables.

The results presented here also consider a more extensive database than that of [1], also including the 2015-2017 three-year period. On the final year recorded (2017), the model with logistic regression shows a negative deviation (-2.8% equal to 1.4 million tons) compared to the actual value of the tonnages transported. If the two models also consider the existence of a capacity constraint, as asymptote of the logistic curve in [1] and as saturation threshold in the adjustment dynamics in this paper, it is necessary to underline the difference in the values assumed for the road transport mode. In [1] the road capacity threshold was assumed at 38.2 million tons per year that, together with the railway capacity of 18 million tons per year, constituted a total capacity of 56.2 million tons per year. In consideration of the dynamics recorded in the last three years, here we used a threshold value for road annual tons equal to 40.4, with an overall capacity increased by about 4% and equal to 58.4.

That said, the differences in the evolutionary profiles obtained can be highlighted. Taking into consideration scenario A with infrastructures constant with respect to current events, the deviation from the estimates of [1] stands at values between +1.8% (1 million tons/year) in 2018 and +8.6% (4.5 million tons/year) in 2030, dropping to +7% in 2040 (3.7 million tons/year).

The deviations, even if contained, in consideration of scenario A increase if scenario B is taken into account. For this scenario, in fact, the forecast of total tonnages is also conditioned by the increase in capacity that intervenes in 2027 and 2035 on the rail mode. Compared to the assess-

considerazione lo scenario B. Per tale scenario, infatti, la previsione dei tonnelli totali è condizionata anche dall'incremento di capacità che interviene al 2027 ed al 2035 sulla modalità ferroviaria. Rispetto alle valutazioni in [1], con domanda totale indipendente dalla variazione di capacità, si hanno, infatti, scostamenti pari al +9.6% (5 milioni di tonnellate annue) al 2027 (apertura del BBT in esercizio con doppio binario) e pari al 16.8% (+9 milioni di tonnellate annue) al 2035 (infrastruttura nella sua configurazione definitiva). In Fig. 20 viene riportato l'andamento percentuale dello scostamento tra le previsioni sopra richiamate.

Le previsioni di ripartizione modale ottenute con il modello di split per i due scenari A e B possono essere confrontate con le quote previste da ProgTrans e contenute negli studi "Previsioni del traffico nel Corridoio del Brennero – Relazione di sintesi 2014-2030" e "Aggiornamento della previsione sul traffico merci e passeggeri per il Brennero al 2015 e 2025 – Relazione di sintesi al 2° aggiornamento Fase II" ed utilizzate anche in [1]. Nelle valutazioni ProgTrans vengono considerati quattro scenari per il periodo successivo all'apertura del Tunnel di Base: "Minimo", che non considera l'apertura della Galleria di Base; "Base", che considera il completamento dell'intervento, ma nessuna particolare operazione di politica dei trasporti a favore della ferrovia; "Tendenza", che considera in variazione rispetto allo scenario "Base" la prosecuzione degli attuali orientamenti nella politica dei trasporti nei confronti della ferrovia; "Consenso", che tiene conto di politiche dei trasporti decisamente più favorevoli alla ferrovia.

I valori riportati nei grafici in Fig. 21 mettono in evidenza un sostanziale allineamento tra le quote modali previste con il modello di split negli scenari A e B e quelle ottenute da ProgTrans. Analizzando in particolare lo scenario A ad infrastrutture invariate agli orizzonti 2030, 2035 e 2040 si riscontrano valori estremamente vicini (variazioni comprese tra 0.5% ed 1.5%) a quelli dello scenario "Minimo" che, come detto, non prevede il completamento del Tunnel di Base pur a fronte dell'apertura delle tratte di accesso.

Lo scenario B, che invece prevede la piena funzionalità di tutto l'intervento al 2035, mostra agli orizzonti 2035 e 2040 valori vicini a quelli dello scenario "Consensus" (variazioni comprese tra 0.5% ed 1.5%), con un maggiore scostamento al 2030. Questo scostamento deriva dall'aver considerato nello scenario B un aumento della capacità ferroviaria già a partire dal 2027. Nello scenario B, tuttavia, non si manifesta il superamento

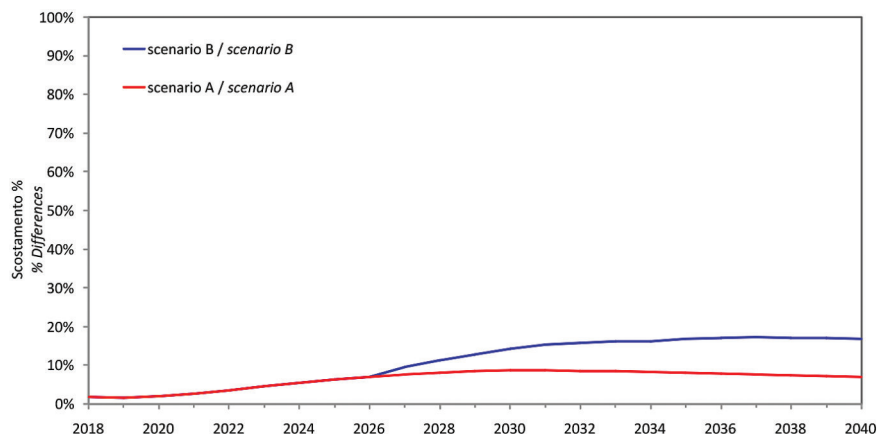


Fig. 20 - % di scostamento annuo nei tonnelli totali nei due scenari rispetto alle previsioni logistiche in [1].

Fig. 20 - % differences of annual total tonnages in the two scenarios compared to the logistic forecasts in [1].

ments in [1], with total demand independent of the change in capacity, there are in fact deviations of +9.6% (5 million tons per year) in 2027 (opening of the BBT in operation with double track) and equal to 16.8% (+9 million tons per year) in 2035 (infrastructure in its final configuration). Fig. 20 shows the percentage trend of the deviation between the above forecasts.

The modal split forecasts obtained with the split model for the two scenarios A and B can be compared with the shares envisaged by ProgTrans and contained in the studies "Traffic forecasts in the Brenner Corridor - 2014-2030 Summary Report" and "Update of the forecast on freight and passenger traffic for the Brenner Pass in 2015 and 2025 - Summary Report at the 2nd Phase II update" and also used in [1]. In the ProgTrans evaluations four scenarios are considered for the period following the opening of the Base Tunnel: "Minimum", which does not consider the opening of the Base Gallery; "Base", which considers the completion of the intervention, but no particular operation transport policy in favour of the railway; "Trend", which considers the continuation of the current orientations in the transport policy towards the railway in variation with respect to the "Base" scenario; "Consensus", which takes into account transport policies that are decidedly more favourable to the railway.

The values shown in the graphs in Fig. 21 highlight a substantial alignment between the modal shares provided with the split model in scenarios A and B and those obtained from ProgTrans. Analysing in particular scenario A with infrastructures unchanged in 2030, 2035 and 2040 horizons, extremely close values are found (variations between 0.5% and 1.5%) to those of the "Minimum" scenario which, as mentioned, does not provide for the completion of the Base Tunnel despite the opening of the access sections.

Scenario B, which instead provides for the full functionality of the entire project at 2035, shows values close to

modale della ferrovia rispetto alla strada che caratterizza lo scenario "Consenso" di ProgTrans (49% strada, 51% ferrovia).

Per quanto fin qui detto, le previsioni ottenute implementando i modelli di questo studio evidenziano come, nell'ipotesi di invarianza del sistema infrastrutturale, il corridoio sia destinato alla saturazione nel lungo periodo con raggiungimento della soglia della capacità ferroviaria al 2030 e con un progressivo congestionamento del sistema stradale, che al 2040 si trova lievemente al di sotto del relativo tetto capacitativo. In tale situazione lo split modale previsto nel lungo periodo tende a mantenere nella sostanza la struttura attuale, con un 69% del traffico su strada e 31% su ferrovia. La realizzazione del Tunnel di Base, con incremento dell'attuale capacità sul sistema ferroviario valutato mediamente nel 75%, ne risolve al 2027 la tendenziale saturazione e favorisce la crescita degli scambi sull'intero corridoio. Ciò viene rafforzato dalla piena funzionalità degli interventi sul corridoio al 2035, con una capacità ferroviaria incrementata del 140% rispetto ad oggi. Gli interventi previsti consentono quindi di indirizzare il trasferimento strada-ferro per significative quote modali, con una distribuzione che nel lungo periodo si attesta su valori pari al 52% e 48% rispettivamente per strada e ferrovia, evitando la saturazione del sistema autostradale.

In definitiva, le previsioni presentate in questo articolo, pur con i limiti dell'approccio adottato in relazione alle incertezze nelle ipotesi di evoluzione del contesto macroeconomico (andamento del PIL e della Produzione Industriale) e delle tempistiche di attuazione degli interventi previsti, consentono comunque di aggiungere al quadro generale di discussione nuovi strumenti di analisi e valutazioni previsionali utilizzabili nell'ambito delle valutazioni tecnico-economiche di supporto alle decisioni attuative.

those of the "Consensus" scenario (variations between 0.5% and 1.5%) at 2035 and 2040 horizons, with a greater deviation from 2030. This deviation derives from having considered in scenario B an increase in railway capacity as early as 2027. In scenario B, however, the modal overcoming of the railroad with respect to the road that characterises the "Consensus" scenario of ProgTrans (49% road, 51% railway) does not manifest itself.

From what has been said so far, the forecasts obtained by implementing the models of this study show that, in the hypothesis of invariance of the infrastructural system, the corridor is destined to saturation in the long term with reaching the threshold of railway capacity by 2030 and with a progressive congestion of the road system, which at 2040 is slightly below its relative capacitive upper limit. In this situation, the modal split envisaged in the long term tends to maintain the current structure, with 69% of road traffic and 31% of rail traffic. The construction of the Base Tunnel, with an estimated average increase of 75% in the current capacity on the railway system, resolves the saturation trend by 2027 and favours the growth of exchanges on the entire corridor. This is strengthened by the full functionality of interventions on the corridor in 2035, with a railway capacity increased by 140% compared to today. The planned interventions therefore allow directing the road-rail transfer for significant modal shares, with a distribution that over the long term stands at 52% and 48% respectively for road and rail, avoiding saturation of the motorway system.

Ultimately, the forecasts presented in this article, albeit with the limits of the approach adopted in relation to the uncertainties in the hypotheses of evolution of the macroeconomic context (GDP trend and Industrial Production) and of the timing of implementation of the planned interventions, allow in any case to add new analysis tools and forecast assessments to the general discussion framework that can be used in technical-economic assessments to support implementation decisions.

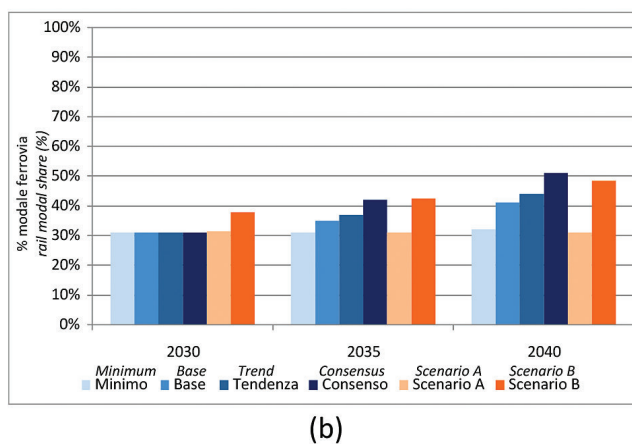
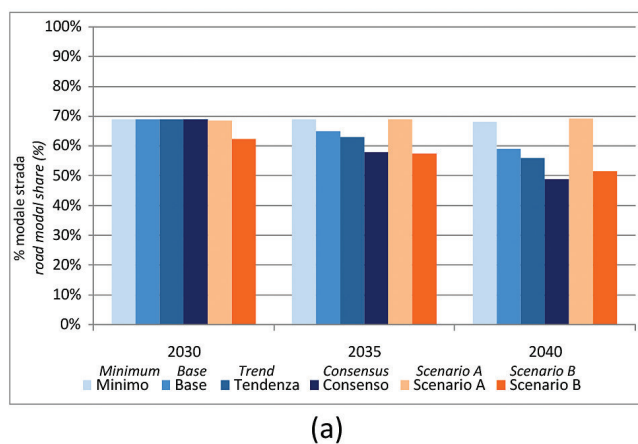


Fig. 21 - Percentuali di ripartizione modale strada e ferrovia - confronto Scenari A, B e scenari ProgTrans - (a) modalità strada - (b) modalità ferrovia.

Fig. 21 - Road and rail modal split percentages - comparison Scenarios A, B and ProgTrans scenarios - (a) road mode - (b) rail mode.

BIBLIOGRAFIA - REFERENCES

- [1] R. MAURO, & S. CATTANI, (2018), "*Previsioni del traffico delle merci al Brennero / Freight traffic forecasts at the Brenner pass*", Ingegneria Ferroviaria - ISSN 0020-0956, pp. 1-24.
- [2] K.L. HANCOCK, (2008), "*Freight Demand Modeling: Tools for Public-sector Decision Making*", Summary of a Conference (Vol. 40). Transportation Research Board.
- [3] C.M. WINSTON, (1983), "*The demand for freight transportation: models and applications*", Transportation Research, 17A (6), 419-427.
- [4] A. NUZZOLO, U. CRISALLI, A. COMI, (2009), "*A demand model for international freight transport by road*", European transport research review, 1(1), 23-33.
- [5] Z.R. PENG, H. YU, (2018), "*Economic Analysis Framework for Freight Transportation Based on Florida Statewide Multi-Modal Freight Model. Florida*", Department of Transportation.
- [6] R.M. PENDYALA, V.N. SHANKAR, R.G. MCCULLOUGH, (2000), "*Freight Travel Demand Modeling: Synthesis of Approaches and Development of a Framework*", Transp. Research Record, 1725, 9-16.
- [7] P. FERRARI, (2014), "*The dynamics of modal split for freight transport*", Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review, 70, 163-176.
- [8] P. FERRARI, (2015), "*Dynamic cost functions and freight transport modal split evolution*", Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review, 77, 115-134.
- [9] R. RAMANATHAN, (2001), "*The long-run behaviour of transport performance in India: a cointegration approach*", Transportation Research Part A, 35(4), 309-320.
- [10] M. KULSHRESHTHA, B. NAG, M. KULSHRESHTHA, (2001), "*A multivariate cointegrating vector auto regressive model of freight transport demand: evidence from Indian railways*", Transportation Research Part A: Policy and Practice, 35(1), 29-45.
- [11] Ü. HUNT, (2003), "*Forecasting of railway freight volume: Approach of Estonian railway to arise efficiency*", Transport, 18(6), 255-258.
- [12] S. SHEN, T. FOWKES, T. WHITEING, D. JOHNSON, (2009), "*Econometric modelling and forecasting of freight transport demand in Great Britain*", European Transport Conference Proceedings, European Transport Conference, 5-7 October, Noordwijkerhout, The Netherlands.
- [13] F.N.G. ANDERSON, T. ELGER, (2012), "*Swedish freight demand: short, medium, and long-term elasticities*", Journal of Transport Economics and Policy, 46(1), 79-97.
- [14] M. LUPI, L. MANTECCHINI, F. RUPI, (2002), "*Analisi del legame fra traffico autostradale e indicatori economici nazionali / Analysis of the link between Italian motorway traffic and national economic indicators*", T&T Trasporti e Trazione, No. 6, pp. 249-260.
- [15] M. LUPI, L. MANTECCHINI, F. RUPI, (2004), "*Modelli econometrici per la domanda di trasporto ferroviario italiana*", Ingegneria Ferroviaria, Vol. 3, No. 3, pp. 237-245.
- [16] A.S. FOWKES, C.A. NASH, J.P. TONER, G. TWEDDLE, (1993), "*Disaggregated Approaches to Freight Analysis: A Feasibility Study*", Institute of Transport Studies, University of Leeds. Working Paper 399
- [17] L. TAVASSZY, G. DE JONG, (2014), "*Modelling freight transport*", Elsevier.
- [18] A. MATAS, J.L. RAYMOND, A. RUIZ, (2012), "*Traffic forecasts under uncertainty and capacity constraints*", Transportation, 39(1), 1-17.
- [19] J.W. WOOLRIDGE, (2018), "*Introductory Econometrics: A modern approach*", Cengage Learning.
- [20] C.W. GRANGER, P. NEWBOLD, (1974), "*Spurious regressions in econometrics*". Journal of econometrics, 2(2), 111-120.
- [21] D.F. HENDRY, & K. JUSELIUS, (2001), "*Explaining cointegration analysis: Part II*". Energy J. 22, 75120.
- [22] M.E. BEN-AKIVA, S.R. LERMAN, & S.R. LERMAN, (1985), "*Discrete choice analysis: theory and application to travel demand (Vol. 9)*". MIT press.
- [23] J.A. NELDER, & R. MEAD, (1965), "*A simplex method for function minimization*". The computer journal, 7(4), 308-313.

- [24] Bollettini Alpinfo ARE (Ufficio Federale dei Trasporti UFT svizzero), <https://www.bav.admin.ch/bav/it/home/temi-a-z/trasferimento-del-traffico/rapporti-e-dati.html>
- [25] iMONITRAF! (2019), Annual Report 2018 Innovative technologies and the future of iMONITRAF! <http://www.imonitraf.org/DesktopModules/ViewDocument.aspx?DocumentID=bhuXKUB1+3s=>
- [26] I.Stat, Banca dati delle statistiche correntemente prodotte dall'Istituto nazionale di statistica (<http://dati.istat.it>): Conti Nazionali edizione settembre 2018; Industria e costruzioni ed. 12/2018.
- [27] J.G. MACKINNON, A.A. HAUG, & L. MICHELIS, (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", Journal of applied Econometrics, 14(5), 563-577.
- [28] S. JOHANSEN, (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2-3, pp. 231-254
- [29] S. JOHANSEN, (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-1580.
- [30] E.S. PAGE, (1954), "Continuous Inspection Scheme", Biometrika. 41 (1/2): 100-115.
- [31] J.S. ARMSTRONG, (Ed.). (2001), "Principles of forecasting: a handbook for researchers and practitioners (Vol. 30)", Springer Science & Business Media.
- [32] P. FERRARI, (2016), "Instability and dynamic cost elasticities in freight transport systems", Transport Policy, 49, 226-233.
- [33] Nota di Aggiornamento del DEF 2018, Presentata dal Presidente del Consiglio dei Ministri Conte e dal Ministro dell'Economia e delle Finanze Tria - Deliberata dal Consiglio dei Ministri il 27/09/2018.

CONDIZIONI DI ASSOCIAZIONE AL CIFI QUOTE SOCIALI ANNO 2019

- Soci Ordinari e Aggregati (con entrambe le riviste periodiche da scegliere tra cartaceo e online)	€/anno	85,00
- Soci Ordinari e Aggregati under 35 (con entrambe le riviste periodiche da scegliere tra cartaceo e online)	€/anno	60,00
- Soci Junior (che hanno già maturato 3 anni di iscrizione e under 28 , con entrambe le riviste periodiche solo online)	€/anno	25,00
- Nuovi Associati (under 35 , per i primi 3 anni "considerati in modo retroattivo", con entrambe le riviste periodiche solo online)	€/anno	00,00
- Soci Collettivi (con entrambe le riviste periodiche: IF una copia online più una copia cartacea – TP una copia cartacea)	€/anno	600,00

Tutti i Soci hanno diritto ad avere uno sconto del 20% sulle pubblicazioni edite dal CIFI, ad usufruire di eventuali convenzioni con Enti esterni ed a partecipare alle varie manifestazioni (convegni, conferenze, corsi) organizzati dal Collegio.

Il modulo di associazione è disponibile sul sito internet www.cifi.it alla voce "ASSOCIARSI" e l'iscrizione decorre dopo il versamento della quota tramite:

- c.c.p. 31569007 intestato al CIFI – Via Giolitti, 48 – 00185 Roma;
- bonifico bancario sul c/c n. 000101180047 – Unicredit Roma, Ag. Roma Orlando – Via Vittorio Emanuele Orlando, 70 – 00185 Roma - IBAN IT29 U 02008 05203 000101180047 - BIC: UNCRITM 1704;
- pagamento online, collegandosi al sito www.cifi.it;
- in contanti o tramite Carta Bancomat.

Per il personale FSI, RFI, TRENITALIA, FERSERVIZI e ITALFERR è possibile versare la quota annuale, con trattenuta a ruolo compilando il modulo per la delega disponibile sul sito.

Le associazioni, se non disdette, vengono rinnovate d'ufficio; le disdette debbono pervenire entro il 30 settembre di ciascun anno.

Le associazioni devono essere rinnovate entro il 31 dicembre.

Per ulteriori informazioni: Segreteria Generale – tel. 06/4882129 – FS 26825 – E mail: areasoci@cifi.it